

CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO – UNIFECAP

MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS

LÚCIO ALLAN GOULART

**EXPECTATIVAS PURAS, PREFERÊNCIA PELA LIQUIDEZ
E MODELOS UNIVARIADOS “ARIMA” DE BOX & JENKINS
PROJETAM ESTRUTURAS A TERMO DE TAXAS DE JUROS
COM EFICIÊNCIA?**

**São Paulo
2005**

CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO – UNIFECAP

MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS

LÚCIO ALLAN GOULART

**EXPECTATIVAS PURAS, PREFERÊNCIA PELA LIQUIDEZ E
MODELOS UNIVARIADOS “ARIMA” DE BOX & JENKINS PROJETAM
ESTRUTURAS A TERMO DE TAXAS DE JUROS COM EFICIÊNCIA?**

Dissertação apresentada ao Centro Universitário
Álvares Penteado – UNIFECAP, como requisito
para a obtenção do título de Mestre em
Administração de Empresas.

Orientador: Prof. Dr. André Accorsi

**São Paulo
2005**

CENTRO UNIVERSITÁRIO ÁLVARES PENTEADO – UNIFECAP

Reitor: Prof. Dr. Alfredo Behrens

Pró-reitor de Extensão: Prof. Dr. Fábio Appolinário

Pró-reitor de Graduação: Prof. Jaime de Souza Oliveira

Pró-reitor de Pós-Graduação: Prof. Dr. Alfredo Behrens

Coordenador do Mestrado em Administração de Empresas: Prof. Dr. Dirceu da Silva

Coordenador do Mestrado em Controladoria e Contabilidade Estratégica: Prof. Dr. Anísio Candido
Pereira

FICHA CATALOGRÁFICA

G694e Goulart, Lúcio Allan
Expectativas puras, preferência pela liquidez e modelos univariados “ARIMA”
de Box & Jenkins projetam estruturas a termo de taxas de juros com eficiência? /
Lúcio Allan Goulart. - - São Paulo, 2005.
186 f.

Orientador: Prof. Dr. André Accorsi.

Dissertação (mestrado) - Centro Universitário Álvares Penteado – UniFecap -
Mestrado em Administração de Empresas.

1. Taxas de juros 2. Análise de séries temporais 3. Previsão econômica.

CDD 332.82

FOLHA DE APROVAÇÃO

LÚCIO ALLAN GOULART

EXPECTATIVAS PURAS, PREFERÊNCIA PELA LIQUIDEZ E MODELOS UNIVARIADOS “ARIMA” DE BOX & JENKINS PROJETAM ESTRUTURAS A TERMO DE TAXAS DE JUROS COM EFICIÊNCIA?

Dissertação apresentada ao Centro Universitário Álvares Penteado – UNIFECAP,
como requisito para obtenção do título de Mestre em Administração de Empresas.

COMISSÃO JULGADORA:

Prof. Dr. Adonório Panzieri Filho
Banco do Brasil S.A.

Prof. Dr. Dirceu da Silva
Centro Universitário Álvares Penteado – UNIFECAP

Prof. Dr. André Accorsi
Centro Universitário Álvares Penteado – UNIFECAP
Professor Orientador – Presidente da Banca Examinadora

São Paulo, 29 de agosto de 2005

Dedico o presente estudo àqueles que o
fizeram possível:

Suely Antônia Silva Goulart, minha mãe e
Néli Altaneide Goulart, meu pai.

Ele, que está com Deus, e ela, que me
acompanha, fundamentaram quatro princípios
para quem escreveu este estudo:

Humildade ao aprender,
Respeito ao ensinar,
Gratidão ao reconhecer e
Fé para viver e sonhar.

Os dois, tanto pelo lado pessoal, quanto
profissional, foram meus primeiros professores,
stricto sensu et lato sensu.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus pois, sem Ele, não haveria assunto, muito menos autor, quiçá conhecimento. Agora, em uma Estrutura a Termo de Vida:

- Nascimento: aos meus pais, aos quais dedico este estudo.
- Crescimento e Educação: à minha família, aos amigos e aos Professores Olga (alfabetização), Dirce (pesquisa), Ronaldo (ciências), Gianella (escrita) e Janete (história e oportunidade de início profissional em finanças).
- Desenvolvimento Acadêmico: aos quatro amigos da FEA (eles, sempre, saberão quem são); aos Professores Cicely, Heron e Vera Fava (FEA), Ehud (UTexas at Austin), Adonório (FGV e BB, incentivador de pesquisas) e Marcos Peters (FAAP, motivador do mestrado e mentor das chances acadêmicas).
- Desenvolvimento Profissional: aos amigos e, também, aos irmãos (cientes disto) do Banco do Brasil, que, desde 1984, fazem parte da minha vida, sou muito grato a todos e faltaria espaço para listá-los justamente. Agradeço à Instituição BB pela Bolsa Auxílio Mestrado e ao tempo cedido para os estudos.
- Renascimento: àqueles que me devolveram a saúde e seu valor, Dr. Martins, Dra. Selma, Dr. Zambotti, Dr. Sidnei, Dra. Manuela, Dr. Ricardo e às enfermeiras Selminha (*in memorian*) e Viviane. Àqueles que me trouxeram de volta ao meio acadêmico, Profs. Peters (por acreditar), Amadi (*in memorian*, por aplicar), Marcos (por apoiar), Ana Lúcia, Cely, Edil, Ofélia, Pascarelli, Regina, Richard e Uriel (por incentivarem) e Lucila, pela motivação no dia do retorno. Aos irmãos do BB. Às orações de minha família. Aos amigos. E ao bom Deus!
- Concretização: ao meu orientador, Prof. André, pela paciência, dedicação e atenção, Prof. Dirceu, por acreditar na seleção, Prof. Eolo, Amanda e Leslye.

“É possível errar de várias maneiras [...], ao passo que só é possível acertar de uma maneira (também por esta razão é fácil errar e difícil acertar – fácil errar o alvo e difícil acertar nele); também é por isso que o excesso e a falta são características da deficiência moral e o meio termo é uma característica da excelência moral.”

Aristóteles, *Ética a Nicômaco*, livro 2. in Gabriel Chalita, *Os Dez Mandamentos da Ética**

“Saber o que é a excelência moral e intelectual não é o bastante; devemos nos esforçar por possuí-las e praticá-las, ou experimentar qualquer outro meio existente para nos tornarmos bons.”

Aristóteles, *Ética a Nicômaco*, livro 10. in Gabriel Chalita, *Os Dez Mandamentos da Ética**

* presente de uma mestra e amiga

RESUMO

Este estudo comparou três formas de análises comportamentais de curvas de juros, constituídas pela taxa até o vencimento, ou *yield to maturity*, de títulos de dívida de longo prazo, distribuídos em um determinado período de tempo. Tais curvas são resultantes de carteiras de títulos de dois perfis de emissores públicos de origem distinta (Brasil e Estados Unidos), com prazos diferenciados em uma Estrutura a Termo de Taxas de Juros (ETTJ), para cada universo. Todos os títulos são denominados na mesma moeda, o Dólar dos Estados Unidos. Foi buscada a definição da metodologia que apresentasse maior capacidade de previsão para as séries temporais de dados que constituíssem uma ETTJ em momentos diferenciados. A análise de séries temporais que melhor retratassem o comportamento da taxa ativa das ETTJ foi feita com base na Teoria das Expectativas Puras (TEP), Teoria de Preferência pela Liquidez (TPL) e Análise Univariada ARIMA de Box & Jenkins. Houve a verificação da baixa aplicabilidade do uso de TEP e TPL para as ETTJ dos dois universos analisados. Para o uso de ARIMA, houve uma aceitação razoável para o curto prazo na ETTJ dos Estados Unidos, no “nó” de medição de 2 anos. Para os dados referentes à ETTJ do Brasil, a modelagem ARIMA mostrou pouca previsibilidade para todos os “nós” das ETTJ analisadas (2, 3, 4 e 5 anos). Para os testes de cada metodologia proposta foram analisadas séries históricas das taxas ativas dos títulos selecionados, através do uso de planilhas ExcelTM e por análise através do *software* MinitabTM. Os dados referentes às séries históricas das taxas ativas dos títulos de dívida comentados foram obtidos no sistema Bloomberg L. P. de informações eletrônicas, com a devida autorização.

PALAVRAS-CHAVE: Taxas de juros. Análise de séries temporais. Previsão econômica.

ABSTRACT

This study compared three ways of the yield to maturity curves behavior analysis in a specific negotiation time period of long term debt titles distributed at one determined period of time. Such mentioned debts are represented by two public issuers from different origins (Brazil and United States), with differentiated tenors in a Yield Time Structure (YTS), for each universe, denominated in a same currency, the United States Dollar. It was searched the definition of which methodology show greater forecasting capacity for the time data series at different time periods of YTS measurement. The time series analyses that indicate the yield behavior of the selected debts will be oriented on the principles of the Pure Expectations Theory (PET), the Liquidity Premium Theory (LPT) and the Univariate Box & Jenkins ARIMA Analysis. It was verified the low applicability of the use of PET and LPT for the YTSs in the two analyzed universes. For the ARIMA use, there is a reasonable acceptance for short term in the YTS of the United States, at the "knot" of measurement of 2 years. For the referring data to the YTS of Brazil, modeling ARIMA showed low forecasting capacity for all "knots" of the analyzed YTSs (2, 3, 4 and 5 years). For the tests of each proposed methodology, historical series of the active yields from the selected bonds had been analyzed, through the use of ExcelTM spread sheets and the MinitabTM software analysis. The referring data to the historical series of the commented debts yields had been gotten at the Bloomberg L. P. electronic data system, with the previous authorization.

KEY-WORDS: Interest rates. Time-series analysis. Economic forecasting.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1:	Curva de Taxas de Juros com Expectativas de Alta (a) e com Expectativa de Baixa (b)	pág. 47
FIGURA 2:	Dispersão e Valores Médios de uma Série no Tempo	pág. 54
FIGURA 3:	Estágios na construção de um Modelo Iterativo	pág. 61
FIGURA 4:	Descrição do “nó” de 1 ano da Taxa de Risco Soberano do Brasil	pág. 73
FIGURA 5:	Descrição do “nó” de 1 ano da Taxa de Risco Soberano dos Estados Unidos	pág. 74
FIGURA 6:	Análise do Erro do “Nó” de 2 anos para o Brasil	pág. 91
FIGURA 7:	Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR1	pág. 99
FIGURA 8:	Histograma dos Resíduos para ARIMA BR1	pág. 100
FIGURA 9:	Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA1	pág. 102
FIGURA 10:	Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA1	pág. 103
FIGURA 11:	Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 2 anos	pág. 107
FIGURA 12:	Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 3 anos	pág. 107
FIGURA 13:	Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 4 anos	pág. 108
FIGURA 14:	Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 5 anos	pág. 108
FIGURA 15:	Spreads Projetados BRASIL-EUA Comparados	pág. 109
FIGURA 16:	Risco Brasil indicado pelo J.P. Morgan Securities Inc.	pág. 124
FIGURA 17:	YTM dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil de 12.05.2000 a 06.05.2005	pág. 125
FIGURA 18:	YTM dos “nós” de medição para a ETTJ EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005	pág. 126

FIGURA 19: Prêmio Anual dos “nós” de medição para a ETTJ EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005 (amostra de 261 elementos)	pág. 145
FIGURA 20: Prêmio Anual dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil de 12.05.2000 a 06.05.2005 (amostra de 261 elementos)	pág. 146
FIGURA 21: Análise do Erro do “Nó” de 2 anos para EUA	pág. 147
FIGURA 22: Análise do Erro do “Nó” de 3 anos para EUA	pág. 147
FIGURA 23: Análise do Erro do “Nó” de 4 anos para EUA	pág. 148
FIGURA 24: Análise do Erro do “Nó” de 5 anos para EUA	pág. 148
FIGURA 25: Análise do Erro do “Nó” de 2 anos para Brasil	pág. 149
FIGURA 26: Análise do Erro do “Nó” de 3 anos para Brasil	pág. 149
FIGURA 27: Análise do Erro do “Nó” de 4 anos para Brasil	pág. 150
FIGURA 28: Análise do Erro do “Nó” de 5 anos para Brasil	pág. 150
FIGURA 29: Distribuição dos Prêmios Anuais para a ETTJ dos EUA por TPL	pág. 151
FIGURA 30: Distribuição dos Prêmios Anuais para a ETTJ do Brasil por TPL	pág. 151
FIGURA 31: ACF BR1 sem diferenciação	pág. 152
FIGURA 32: ACF BR1 com uma diferenciação	pág. 153
FIGURA 33: Série Histórica Verificada e Projetada ARIMA BR1	pág. 154
FIGURA 34: ACF dos Resíduos para ARIMA BR1	pág. 155
FIGURA 35: PACF dos Resíduos para ARIMA BR1.....	pág. 156
FIGURA 36: Histograma dos Resíduos para ARIMA BR1.....	pág. 156
FIGURA 37: Normalidade dos Resíduos para ARIMA BR1	pág. 157
FIGURA 38: Concentração dos Resíduos para ARIMA BR1	pág. 157
FIGURA 39: Resíduos X Instantes de Medição para ARIMA BR1	pág. 158
FIGURA 40: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR1	pág. 160

FIGURA 41: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR2	pág. 162
FIGURA 42: Histograma dos Resíduos para ARIMA BR2	pág. 162
FIGURA 43: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR3	pág. 163
FIGURA 44: Histograma dos Resíduos para ARIMA BR3	pág. 164
FIGURA 45: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR4	pág. 165
FIGURA 46: Histograma dos Resíduos para ARIMA BR4	pág. 165
FIGURA 47: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA 1.....	pág. 166
FIGURA 48: Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA 1.....	pág. 167
FIGURA 49: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA 2	pág. 168
FIGURA 50: Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA 2	pág. 168
FIGURA 51: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA 3	pág. 169
FIGURA 52: Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA 3	pág. 170
FIGURA 53: Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA 4	pág. 171
FIGURA 54: Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA 4	pág. 171

LISTA DE QUADROS

QUADRO 1:	Padrões de Correlação em séries padrão AR, MA e ARMA	pág. 63
QUADRO 2:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,1) BR1	pág. 99
QUADRO 3:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,1) EUA1.....	pág. 102
QUADRO 4:	“P” Estatístico para modelo ARIMA (1,1,1) BR1	pág. 153
QUADRO 5:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,1) BR1	pág. 154
QUADRO 6:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,0) BR2	pág. 163
QUADRO 7:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,0) BR3.....	pág. 164
QUADRO 8:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,0) BR4.....	pág. 166
QUADRO 9:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,1) EUA1.....	pág. 167
QUADRO 10:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,2) EUA2	pág. 169
QUADRO 11:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,2) EUA3.....	pág. 170
QUADRO 12:	Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,2) EUA4.....	pág. 172

LISTA DE TABELAS

TABELA 1:	Comportamento da Taxa de Juros de Zero Coupon Bonds	pág. 34
TABELA 2:	Comparação de Erros para TEP	pág. 87
TABELA 3:	Erros de Medição Verificados por TEP na Curva Brasil	pág. 89
TABELA 4:	Erros de Medição Verificados por TEP na Curva EUA	pág. 90
TABELA 5:	Comparação de Erros dos Prêmios Projetados para TPL .	pág. 92
TABELA 6:	Variância dos Erros dos Prêmios Projetados por TPL – Brasil	pág. 93
TABELA 7:	Erros dos Prêmios Projetados por TPL a 95% de IC – Brasil	pág. 94
TABELA 8:	Variância dos Erros dos Prêmios Projetados por TPL – EUA	pág. 94
TABELA 9:	Erros dos Prêmios Projetados por TPL a 95% de IC – EUA	pág. 95
TABELA 10:	Comparação de Erros dos Prêmios Projetados para UBJ-ARIMA	pág. 98
TABELA 11:	GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 2 anos	pág. 106
TABELA 12:	Série Histórica da YTM dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil de 12.05.2000 a 06.05.2005	pág. 127
TABELA 13:	Série Histórica da YTM dos “nós” de medição para a ETTJ EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005	pág. 134
TABELA 14:	Prêmio Anual dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil e EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005 (261 amostras)	pág. 141
TABELA 15:	Valores Projetados e Margens de Segurança de 95% para ARIMA BR1	pág. 159
TABELA 16:	Valores Estimados e Verificados para ARIMA BR1	pág. 161
TABELA 17:	GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 2 anos	pág. 173

TABELA 18: GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 3 anos	pág. 174
TABELA 19: GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 4 anos	pág. 175
TABELA 20: GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 5 anos	pág. 176

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AR	<i>Auto Regressive</i> ou Auto-Regressivo
ARIMA	<i>Auto Regressive Integrated Moving Average</i>
ARMA	<i>Auto Regressive Moving Average</i>
C	<i>Coupon</i> , ou cupom de juros pagos periodicamente ao investidor
CAPM	<i>Capital Assets Pricing Method</i> ou Método de Precificação de Ativos
ETTJ	Estrutura a Termo de Taxa de Juros
FAC ou ACF	Função de Auto-Correlação
FACP ou PACF	Função de Auto-Correlação Parcial
lag	Intervalo de Tempo entre Dois Eventos Relacionados
MA	<i>Moving Average</i> ou Média-Móvel
MAE	<i>Mean Absolute Error</i> ou Erro Absoluto Médio
MAPE	<i>Mean Absolute Percent Error</i> ou Erro Absoluto Percentual Médio
PIB	Produto Interno Bruto
RMSE	<i>Root Mean Square Error</i> ou Raiz do Erro Quadrático Médio
RMSPE	<i>Root Mean Square Percent Error</i> ou Raiz do Erro Quadrático Percentual Médio
TEP	Teoria das Expectativas Puras
TPL	Teoria da Preferência pela Liquidez
UBJ-ARIMA.....	Análise Univariada de Box & Jenkins por ARIMA
YTM	<i>Yield To Maturity</i> ou Taxa até o Vencimento

LISTA DE SÍMBOLOS

E	Esperança da Amostra
μ	Esperança da População
V	Variância da Amostra
σ	Variância da População
L	Operador <i>lag</i> em ARIMA e Prêmio pela Liquidez em TPL
ϕ	Ponderador da Variável no Tempo
ε	Ruído Branco
∇	Operador Diferença
B	Operador Defasagem
ρ	Correlação
Cov	Co-Variância
FV	Valor Futuro, relacionado a uma taxa “ i ”
PV	Valor Presente, relacionado a uma taxa “ i ”
f_t	Valor Projetado no instante “ t ”
x_t	Valor Verificado no instante “ t ”
e_t	Erro de Previsão no instante “ t ”
\bar{y}	Média de uma Amostra
S_e	Desvio Padrão da Amostra
t	Coeficiente “ t ” de Student
Z_t	Dado verificado por ARIMA
ε_t	Ruído Branco

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	19
1.1 Problema de pesquisa	21
1.2 Objetivos da pesquisa	22
1.2.1 Objetivo geral	22
1.2.2 Objetivos específicos	22
1.3 Hipóteses	23
1.4 Justificativa	24
2 A DETERMINAÇÃO DE TAXAS ATIVAS DE JUROS NO TEMPO	26
2.1 Instrumentos para análise e previsão de comportamento das taxas de juros .	29
2.1.1 Teoria das Expectativas Puras (TEP)	37
2.1.2 Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL)	42
2.1.3 Análise univariada de Box e Jenkins - ARIMA (UBJ-ARIMA)	50
2.1.3.1 Séries estacionárias de dados	56
2.1.3.1.1 Modelo de dados auto-regressivo (AR)	56
2.1.3.1.2 Modelo de dados de médias móveis (MA)	57
2.1.3.1.3 Modelo de dados auto-regressivo de médias móveis (ARMA)	58
2.1.3.2 Séries não-estacionárias de dados	59
2.1.3.2.1 Modelo de dados auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA)	59
2.1.3.3 Metodologia de Box e Jenkins (UBJ-ARIMA)	61
2.2 Pontos fortes e fracos dos métodos de análise propostos	64
3 METODOLOGIA DOS TESTES DE APLICAÇÃO DE TEP, TPL E UBJ-ARIMA	68
3.1 As estruturas a termo de taxas de juros (ETTJ): utilização no mercado financeiro.....	70
3.2 Definição da amostra de pesquisa	71
3.2.1 As ETTJ do Brasil e dos Estados Unidos no sistema Bloomberg	72
3.2.2 Definição dos pontos de medida das ETTJ nos universos analisados	74
3.3 Metodologia dos testes a serem aplicados	75

3.3.1 Testes de hipótese para TEP	77
3.3.2 Testes de hipótese para TPL	78
3.3.3 Testes de hipótese para UBJ-ARIMA	80
3.4 Comparação das metodologias	82
4 RESULTADOS VERIFICADOS NOS TESTES DE TEP, TPL E UBJ-ARIMA ..	86
4.1 Os testes de hipótese de eficiência da utilização de TEP, TPL e UBJ-ARIMA	86
4.1.1 Verificações da análise por TEP	86
4.1.1.1 Resultados para a ETTJ do Brasil analisada por TEP	89
4.1.1.2 Resultados para a ETTJ dos Estados Unidos analisada por TEP	89
4.1.2 Verificações da análise por TPL	90
4.1.2.1 Resultados para a ETTJ do Brasil analisada por TPL	93
4.1.2.2 Resultados para a ETTJ dos Estados Unidos analisada por TPL	94
4.1.3 Verificações da análise por UBJ-ARIMA	95
4.1.3.1 Resultados para a ETTJ do Brasil analisada por UBJ-ARIMA	97
4.1.3.2 Resultados para a ETTJ dos Estados Unidos analisada por UBJ-ARIMA	101
4.2 Comentários e observações gerais	103
5 CONCLUSÕES	110
REFERÊNCIAS	114
APÊNDICES	120
APÊNDICE A – A ETTJ definida pelo Banco Central do Brasil para o mercado brasileiro	120
APÊNDICE B – Gráficos da taxa anual verificada nos nós de medição da curva de títulos públicos do Brasil e dos Estados Unidos (de 12.05.2000 a 06.05.2005)	125
APÊNDICE C – Séries históricas dos valores da taxa anual verificada nos nós de medição da curva de títulos públicos do Brasil e dos Estados Unidos (de 12.05.2000 a 06.05.2005)	127
APÊNDICE D – Teoria das Expectativas Puras (TEP): tabelas de séries	

históricas e gráficos ilustrativos dos resultados projetados/verificados nos nós de medição das ETTJ Brasil e Estados Unidos	141
APÊNDICE E – Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL): tabelas de séries históricas e gráficos ilustrativos dos resultados projetados/verificados nos nós de medição das ETTJ Brasil e Estados Unidos	147
APÊNDICE F – Análise ARIMA de Box e Jenkins (UBJ-ARIMA): resumo analítico das tabelas de séries históricas e gráficos ilustrativos dos resultados projetados/verificados nos nós de medição das ETTJ Brasil e Estados Unidos	152
APÊNDICE G – GAPs Brasil/Estados Unidos nas ETTJ estimadas e medidas por ARIMA	173
ANEXOS	177
ANEXO A – Resolução 2.692, de 24.02.2000, do Banco Central do Brasil – BACEN	177
ANEXO B – Circular 2.972, de 23.03.2000, do Banco Central do Brasil – BACEN	181

1 INTRODUÇÃO

A capacidade de se determinar uma taxa ativa de um instrumento de crédito de longo prazo, em um determinado instante de tempo anterior ao momento de sua efetiva contratação e desembolso, foi o principal fator de estímulo para este trabalho. Este é um tema que se mostra importante tanto sob a ótica de instituições concessionárias de crédito públicas ou privadas, quanto pela ótica de instituições tomadoras de crédito.

A necessidade que uma determinada organização tem em estabelecer condições negociais para um instrumento de crédito, antes do efetivo desembolso de recursos e a impossibilidade de alterações de valor concedido (devido à manifestação de compromisso ou *commitment* para tal crédito), faz com que surja a preocupação em estipular previamente uma taxa ativa para tal instrumento.

Ao contrário dos casos de emissão de títulos de dívida de longo prazo, no mercado internacional (comumente chamados *bonds*), que permitem a alteração da remuneração final através do preço de mercado dos mesmos, as operações de crédito de longo prazo, notadamente as referenciadas em moeda estrangeira (como é o caso do Financiamento Externo de Longo Prazo via Lei 4131, do Pré-Pagamento à Exportação e do Financiamento à Importação) mantêm as suas taxas ativas de remuneração constantes desde o início da negociação (excluindo-se aquelas que têm cláusulas contratuais específicas de *put* ou *call*).

Desse modo, o presente estudo pretende definir qual das metodologias propostas (Expectativas Puras, Preferência pela Liquidez e Análise UBJ-ARIMA) é mais adequada para determinar a taxa ativa de uma operação de crédito em um determinado instante de tempo anterior ao seu efetivo desembolso.

Esta introdução descreve o problema de pesquisa, os objetivos (geral e específicos) e a justificativa do estudo proposto.

O capítulo 2 apresenta o referencial teórico a respeito do tema de previsão de taxas de juros. Aborda tanto os conceitos econômicos tradicionais de Teoria das Expectativas Puras (TEP) e da Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL), analisadas por Schmitt (1991), quanto o conceito de ARIMA (*Auto Regressive Integrated Moving Average*), de Box e Jenkins (1968), com o intuito de mostrar a possível aplicação do conceito de previsão de determinado indicador através da análise de seu comportamento histórico passado. Os conceitos de Auto-Regressividade e Média Móvel serão explorados assim como o conceito de Integração das duas formas de análise nas estimações por ARIMA. O capítulo compara, ainda, as três formas de análise, identificando seus pontos fortes e fracos.

O capítulo 3 define a amostra de pesquisa, a metodologia de estimação de Estruturas a Termo de Taxas de Juros (ETTJ) e os testes para cada forma de análise de previsão proposta, com o objetivo de determinar qual delas apresenta maior eficiência para o universo de pesquisa proposto. É exposta a estrutura de comparação das teorias econômicas escolhidas e as conclusões básicas previstas para o presente estudo. Tais estruturas de forma de previsão também são detalhadas no capítulo em referência.

O Capítulo 4 mostra os resultados dos testes realizados para a Teoria das Expectativas Puras, para a Teoria da Preferência pela Liquidez e pela análise UBJ-ARIMA. São apresentados comentários e observações a respeito da pesquisa realizada e dos dados levantados, bem como das metodologias aplicadas.

O Capítulo 5 apresenta as conclusões sobre a aplicabilidade das três formas de estimação de ETTJ para os dois universos de dados em análise a partir das hipóteses formuladas nesta Introdução.

O Apêndice “A” mostra uma aplicabilidade de ETTJ para o caso do Banco Central do Brasil. Os Anexos “A” e “B” fundamentaram tal apêndice. Para o detalhamento dos processos de teste de verificação de aplicabilidade das três formas de análise deste estudo, foram incluídos apêndices que mostram os dados através de séries históricas básicas ou depuradas, bem como através de gráficos ilustrativos e conclusões específicas sobre cada um dos três temas. Tais relatórios estão nos Apêndices “B”, “C”, “D”, “E”, “F” e “G”.

1.1 Problema de pesquisa

Como pode ser visto em Cochrane (1997, 1999, 2001), Fabozzi (1995a, 1995b) e Schmitt (1991), existem várias formas de se estabelecer o conceito de formação de uma taxa ativa (seja ela de uma operação de crédito ou de uma emissão de título de dívida) em um determinado instante de tempo. As formas de análise de tal comportamento permeiam teorias geradas nas áreas de Administração Financeira, Ciências Econômicas e Estatística. Trata-se de um universo amplo de análise, no qual o estudo comparativo se mostra adequado como forma de determinar a aplicabilidade de determinadas metodologias.

Obter formas de estimação de taxas ativas de juros de operações de crédito, em um determinado intervalo de tempo antes de seu efetivo desembolso, constitui um desafio para as instituições credoras em qualquer ambiente de análise (seja ele um país desenvolvido ou emergente). O problema de pesquisa da dissertação é investigar a forma mais eficiente de prever o comportamento de taxas ativas no decorrer do tempo, objetivando a formação de uma taxa ativa antes de um determinado instante chamado desembolso. No referido instante é que se caracteriza a tomada de recursos por uma parte denominada devedora, a qual deverá creditar juros e principal para o(s) credor(es) em determinados instantes futuros (os quais são, geralmente, definidos no instante de desembolso).

1.2 Objetivos da pesquisa

Os objetivos da pesquisa foram subdivididos em geral e específicos.

1.2.1 Objetivo geral

Analisar e comparar a aplicação da Teoria das Expectativas Puras (TEP), da Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL) e da Análise ARIMA (*Auto Regressive Integrated Moving Average*), de Box e Jenkins na determinação de uma taxa ativa para uma operação de crédito em moeda estrangeira antes da data efetiva de desembolso é o objetivo geral do trabalho.

Apesar da existência de outras formas de análise, tais como as vinculadas à análise econômica (Teoria da Segmentação de Mercado, Teoria da Preferência pela Liquidez, Teoria da Eficiência de Mercado, Teoria do Habitat Preferido e Teoria da Arbitragem) assim como as que ficam orientadas à análise de dados estatísticos e sua modelagem (Análise ARCH – *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* e GARCH – *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), o presente estudo buscou uma comparação entre duas metodologias ligadas ao estudo comportamental econômico das taxas de juros (TEP e TPL) com outra ligada à análise pura de uma série temporal (ARIMA). Com as metodologias propostas, busca-se comparar qual metodologia é capaz de explicar o maior número de amostras analisadas.

1.2.2 Objetivos Específicos

Os objetivos específicos deste trabalho podem ser definidos da seguinte forma:

- a) testar a aplicabilidade da Teoria das Expectativas Puras, Teoria da Preferência pela Liquidez e de modelagem ARIMA em um universo de dados atual;
- b) determinar, para cada forma de análise, qual o universo de pesquisa que pode ser explicado;
- c) fundamentar o uso do método mais adequado ao universo de pesquisa selecionado no presente estudo.

1.3 Hipóteses

Para comparar as três formas de análise propostas (TEP, TPL e ARIMA) e fundamentar os objetivos específicos deste trabalho, foram realizados testes de forma a sustentar a seguinte série de hipóteses previstas para a análise da Estrutura a Termo de Taxa de Juros (ETTJ):

(H₁): O comportamento histórico da ETTJ definida pela YTM (*Yield to Maturity* ou Taxa até o Vencimento) de Títulos de Longo Prazo de Dívida Pública dos Estados Unidos é explicado por TEP;

(H₂): O comportamento histórico da ETTJ definida pela YTM (*Yield to Maturity*) de Títulos de Longo Prazo de Dívida Pública do Brasil é explicado por TEP;

(H₃): O comportamento histórico da ETTJ definida pela YTM (*Yield to Maturity*) de Títulos de Longo Prazo de Dívida Pública dos Estados Unidos é explicado por TPL;

(H₄): O comportamento histórico da ETTJ definida pela YTM (*Yield to Maturity*) de Títulos de Longo Prazo de Dívida Pública do Brasil é explicado por TPL;

(H₅): O comportamento histórico da ETTJ definida pela YTM (*Yield to Maturity*) de Títulos de Longo Prazo de Dívida Pública dos Estados Unidos é explicado por UBJ-ARIMA;

(H₆): O comportamento histórico da ETTJ definida pela YTM (*Yield to Maturity*) de Títulos de Longo Prazo de Dívida Pública do Brasil é explicado por UBJ-ARIMA.

1.4 Justificativa

Há necessidade de formação de taxas indicativas de operações de crédito de longo prazo, tanto para tomadores públicos quanto privados, do modo mais racional possível. A literatura nacional necessita de aprimoramento sobre o assunto, o que sugere a necessidade de desenvolvimento de métodos de precificação e comparação de taxas ativas de diversos mercados.

É objetivada a inclusão de melhorias analíticas na busca de melhor precificação de ativos financeiros contratados em moeda estrangeira, o que pode ser útil para duas áreas de atuação:

- a) acadêmicos que desenvolvam instrumentos para análise de precificação orientada por modelos de séries temporais;
- b) profissionais da área financeira, notadamente aqueles que estruturam operações de crédito em moeda estrangeira e buscam coerência na precificação de tais instrumentos.

Sob a ótica acadêmica, o presente estudo visa mostrar que a comparação de metodologias tradicionais de análise econômica com metodologias, desenvolvidas no meio matemático-estatístico, tem um grande plano de desenvolvimento de pesquisa sobre a aplicabilidade dos referidos métodos no dia-a-dia da área estratégica de finanças, em qualquer perfil de organização atuante no mercado.

Além disso, o presente estudo abrange títulos de dívida de longo prazo, baseados em dólares americanos e com características de emissor diferenciadas, orientado pelos seguintes motivos:

- a) grande volume de transações na moeda Dólar dos Estados Unidos, notadamente no mercado representado por títulos de dívida pública e privada de longo prazo, fato que proporciona acessibilidade de dados disponíveis em sistemas informatizados de cotação de operações (tais como o sistema Bloomberg de informações eletrônicas);
- b) maior grau de estabilidade (principalmente em séries históricas passadas) do dólar americano, em relação às demais moedas negociadas no mercado, reconhecida pelos agentes financeiros públicos ou privados, nacionais ou internacionais da maioria dos países que participam de tal mercado.

Este estudo se justifica pela necessidade dos diversos agentes anteriormente mencionados estimarem Estruturas a Termo de Taxas de Juros ou Curvas de Rendimentos sob várias circunstâncias (acadêmicas ou empresariais) e compará-las com o efetivamente verificado. Desta forma, uma comparação acadêmica de três metodologias diferenciadas (TEP, TPL e UBJ-ARIMA) mostra uma boa oportunidade de contribuição para o referido tema.

2 A DETERMINAÇÃO DE TAXAS ATIVAS DE JUROS NO TEMPO

O capítulo desenvolve, na seção 2.1, os fundamentos dos instrumentos de determinação de taxas ativas de juros no tempo. A referida seção ilustra a influência do mercado primário de juros de um país nas decisões de investimento (e até decisões de crédito) em ativos públicos ou privados. Serão comentados conceitos macroeconômicos ligados à formação de taxas ativas em investimentos, além dos conceitos tradicionais de verificação de taxas ativas em títulos de dívida negociados no mercado internacional.

As seções 2.1.1, 2.1.2 e 2.1.3 exploram, respectivamente, os conceitos de Teoria das Expectativas Puras (TEP), Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL) e ARIMA (Auto-Regressividade Integrada à Média Móvel) de Box e Jenkins.

Finalmente, na seção 2.2, compara-se os três métodos de análise selecionados para este estudo, salientando-se seus pontos fortes e fracos.

A motivação desta pesquisa se deve, além do comentado anteriormente, ao artigo de Cochrane (1999, p. 36-37) que declara que muitos conceitos financeiros passaram por questionamentos e novas formas de análise nos quinze anos precedentes. Ele destaca que:

Os resultados de títulos de dívida (*bonds*) não são previsíveis. Este é o modelo de expectativa de uma estrutura temporal (de taxas de juros). Se as taxas de um título de dívida de longo prazo são maiores que as taxas de títulos de dívida de curto prazo – se a curva de juros está em um movimento de subida no tempo – não significa que se pode esperar um retorno alto simplesmente mantendo recursos investidos em um título de longo prazo e não em um título de curto prazo. Isto significa, portanto, que as taxas de juros de curto prazo tendem a subir no futuro. Após um ano, a subida nas taxas de juros irá limitar o ganho de capital investido nos títulos de longo prazo, então os investidores em títulos de longo prazo receberão a mesma remuneração que aqueles oferecidos por títulos de curto prazo durante o ano. Durante muitos anos, a subida das taxas de juros de curto prazo, motivou o retorno através da rolagem de investimento em títulos com

este perfil a níveis iguais ao retorno de investimento em títulos de longo prazo.

Os desafios, comentados por Cochrane (1999), motivam a busca de informações especializadas e de literatura acadêmica que tentem analisar e fundamentar metodologias coerentes para analisá-los. A literatura especializada de finanças empresariais (Box e Jenkins (1968, 1974, 1994), Campbell (1986), Campbell e Lo (1997), Cochrane (1997, 1999, 2001), Cox, Ingersoll e Ross (1985), Oliveira (2003), Fabozzi (1994, 1995, 1997), Friedman (1979), Gujarati (2000), Harper (2003), Heath, Jarrow e Morton (1990 e 1992), Homer e Leibowitz (2004), Mills (1999), Milne (1995), Mishkin (1983, 2000), Muth (1961), Panzieri (2001), Russel (1992), Schmitt (1991), Simonsen (1983), Yim (2001), dentre outros) tem sido foco de diversas análises acadêmicas (teoria de precificação de ativos de capital, ou CAPM-*Capital Assets Pricing Model*, Preferência pela Liquidez, Expectativas Puras, Metodologia Box e Jenkins, Movimentos Randômicos, Teoria dos Valores Extremos, Regressões Simples, Regressões Múltiplas, etc.) voltadas para as áreas financeira e econômica.

Não obstante o exposto anteriormente por Cochrane (1999), a peculiaridade de se realizar estimativas e de se aplicar conceitos e teorias em situações de análise comportamental de indicadores econômico-financeiros mostra-se como uma tarefa sempre atual, o que fica corroborado pela edição da revista *The Economist* (24 de abril de 2004). A revista apresenta artigo específico intitulado *The end of cheap money* comentando a tendência de alta no valor nominal das taxas de juros primários na economia norte-americana. A mesma publicação mostra dois outros artigos: *And for my next trick*, que ilustra a atuação do *Federal Reserve* dos Estados Unidos (FED) e *When rates rise* que ilustra a situação de análise da decisão de investimento.

O primeiro artigo destaca a ação da política monetária através da elevação da taxa primária de juros dos EUA, enquanto o segundo ilustra a relação crescimento econômico e políticas de juros primárias através dos títulos do Tesouro dos EUA. O terceiro artigo, por sua vez, analisa a racionalidade dos investidores ao aplicarem

recursos em ativos sujeitos a risco (ações e títulos de dívida de empresas e de outros ambientes econômicos) quando ocorre alteração dos juros primários daquele ambiente.

Cochrane (1999) relaciona a previsibilidade de juros em títulos de dívida (*bonds*) com a definição de um perfil de risco que um investidor queira assumir para investir em um determinado ambiente econômico. Tal investidor comparará seu risco e retorno com o perfil de investimento que tem em um outro ambiente, no qual a percepção de risco e retorno esteja dentro de sua capacidade de análise e mensuração.

Neste trabalho tomou-se como referência os títulos de dívida de longo prazo negociados no mercado internacional e sua *Yield to Maturity* - YTM ou Taxa até o Vencimento de cada título. A referida taxa é resultado do Preço no qual determinado título é negociado no mercado.

O preço indicado traduz uma série de outras variáveis analisadas pelo mesmo mercado no momento em que estabelece a rentabilidade desejada pelo investimento em um determinado título. Os agentes de mercado não cessam de analisar fatores correlatos ao comportamento do emissor de determinado título, quais sejam: Risco de Crédito, Liquidez do Título no Mercado, Pulverização no Mercado, Tipo de Colocação do Título (mercado aberto ou mercado específico), etc. Assume-se que todos os riscos sejam considerados pelos agentes do mercado na determinação do Valor de Mercado de um determinado título.

Tendo-se o Valor de Mercado, estabelece-se o Preço de Mercado. Este, por sua vez, quando associado ao Valor de Face de um título e ao seu pagamento periódico de juros através de cupons periódicos, estabelece a YTM de um determinado título de dívida. A seguir será explorada a base de análise que fundamenta a busca de instrumentos de previsão de taxas ativas de juros dos referidos títulos.

2.1 Instrumentos para análise e previsão de comportamento das taxas de juros

É necessário tentar prever o comportamento de taxas de juros para que seja possível determinar as condições negociais em vários ambientes, sejam eles acadêmicos ou empresariais. Uma vez que as taxas de juros têm papel importante no gerenciamento de carteira tanto de agentes ativos quanto de agentes passivos, o conceito de previsão de taxas de juros passa a ser fundamental para determinar a forma de ação dos referidos agentes.

Entende-se que a previsão de taxas de juros, em títulos de dívida, tem um papel importante tanto para o emissor quanto para o investidor, pois o segundo agente investe recursos, em um determinado instante de tempo, visando um retorno que o satisfaça em um momento futuro, enquanto que o primeiro agente toma recursos, no presente, para que, no futuro, possa devolvê-lo com o referido retorno.

Ora, a partir da definição de taxa de retorno exigido associada a uma taxa livre de risco, faz-se necessário vincular o fator tempo para a aferição dos referidos retornos. Dessa forma, tempo e risco (que determinam o retorno) passam a ser fatores que atuam conjuntamente na formação da taxa ativa de um título, como pode ser visto nas obras de Bussab (1987, 1988), Fonseca (2003), Hill, Griffiths e Judge (2000), Pedreira (2003) e Simonsen (1983).

Fabozzi (1995a, 1995b, 1997) promove uma série de discussões e explicações práticas de como os agentes econômico-financeiros estabelecem suas taxas ativas em títulos de dívida emitidos por eles e destinados a um público investidor, o qual, por sua vez, avalia o risco e realiza ou não o investimento.

As principais notações financeiras nas negociações com títulos de dívida, no mercado internacional, utilizados por Fabozzi (1995a, 1995b, 1997) são listadas abaixo:

- a) P_m = Preço de Mercado (preço pelo qual se negocia o título);
- b) C = *Coupon* (cupom de juros pagos periodicamente ao investidor);
- c) V_f = Valor de Face do Título;
- d) n = número de *Coupons* restantes até o vencimento;
- e) YTM = *Yield do Maturity* (taxa total até o vencimento).

Trabalhando-se as notações de Fabozzi (1995a, 1995b e 1997), tem-se que:

$$C_1(1 + r)^{-1} + C_2(1 + r)^{-2} + \dots + C_n(1 + r)^{-n} + V_f(1 + r)^{-n} = P_m$$

A taxa “ r ” que iguala a equação anterior é a YTM , ou seja, a taxa ativa esperada até o vencimento de tal título.

Dentro de tal ótica, no momento em que um título é lançado no mercado, verifica-se a que Preço de Mercado foi estipulada sua venda, a qual *Coupon* a remuneração do título está vinculada, qual o prazo do título, qual o número de *Coupons* que o investidor irá receber e, a partir daí, pode-se calcular a *Yield do Maturity* do referido título, através de um fluxo de caixa normal.

No caso do público investidor alterar sua sensibilidade de risco assumido no referido investimento que realizou, basta reduzir o Preço de Mercado do Título (caso uma remuneração maior seja necessária) ou aumentá-lo (no caso de melhora do perfil de risco e conseqüente redução da remuneração necessária).

A volatilidade do Preço de Mercado de um determinado título muda a taxa de juros a ser recebida pelo investidor, a cada alteração de preço de mercado. A partir da aquisição, o investidor passa a contar com um instrumento de renda fixa, porém, nada impede que sua remuneração fique acima ou abaixo de outro indicador

de mercado, caso o cenário daquele ambiente econômico sofra alteração. Este é o conceito de volatilidade exposto por Fabozzi, Pitts e Dattatreya (1995).

Fabozzi e Fong (1994) desenvolvem temas relacionados à administração de carteira de ativos como: Gerenciamento Ativo (Simulação de Retorno de Carteiras), Imunização (Modelos de Carteiras Livres de Risco), Gestão de Passivo (Medição de Custo Médio e Compensação com Títulos no Ativo) e Análises de Títulos de Dívida (Sistemas de *Swap*, Estrutura a Termo de Taxas de Juros, Modelo de Avaliação de Títulos, Modelos de Contingência). O referido Modelo de Avaliação de Títulos guarda coerência com o aqui explicado sobre a aplicabilidade dos conceitos de Fabozzi (1995a, 1995b, 1997) na gestão de títulos de renda fixa (seja pelo preço de mercado, seja pelo retorno até o vencimento ou *Yield to Maturity*).

Vários outros autores, tais como McEnally e Jordan (1995) e Woolford (1995), mencionam a utilização dos conceitos de Fabozzi (1995a, 1995b, 1997) na determinação de análises de comportamento de taxas de juros. Woolford (1995) explica a utilização da análise das taxas de juros ativas de Títulos de Dívida Pública ou Privada para a estimação de Taxas de Juros em momentos futuros.

Fabozzi (1995a, 1995b, 1997) verifica que o conceito de Taxa até o Vencimento ou *Yield to Maturity* (YTM) de um título de dívida agrega-se ao conceito de *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) ou Modelo de Valorização de Ativos de Capital, mostrando a coerência teórica da busca de instrumentos que venham a auxiliar o processo de apuração de taxas ativas no decorrer do tempo.

Notadamente, a previsão da Taxa até o Vencimento (YTM) necessita da amostra de preço de mercado vigente no referido instante de medição (P_m). Com tal preço, sabendo-se o restante do fluxo de caixa previsto do título, tem-se a YTM. O mercado passa a ser, portanto, o determinador do preço do título, uma vez que seus agentes já analisaram uma série de fatores:

- a) risco de crédito do emissor;
- b) liquidez vigente no mercado;
- c) tipo de colocação do título no mercado (colocação para mercado ou colocação privada);
- d) pulverização do título no mercado;
- e) profundidade, amplitude e diversidade de colocação do título;
- f) *outstanding* vigente para determinado título, ou seja, valor em circulação, pelo valor de face, de uma dívida representada pelo referido título.

Dybvig e Marshall (1996) salientam a necessidade de agregação de análise econômica para a decisão de investimento em títulos de dívida de longo prazo e de mecanismos de análise futura de comportamento dos agentes emissores de títulos de dívida.

O'Brien (2003) destaca a influência dos efeitos econômicos na precificação de títulos de dívida pública de diversos países, notadamente nos países da América Latina. A autora utiliza casos do Brasil, da Argentina e do México para ilustrar tal comportamento racional do investidor e mostra o sucesso do último país na emissão de títulos de dívida pública soberana, motivado pela constância econômica e diversidade de títulos de dívida aceitos pelo mercado investidor internacional. Os outros dois países ficariam aquém da posição do México pela ocorrência de eventos freqüentes de alteração do perfil do risco soberano percebido pelo mercado.

Kitchen (1986) ilustra a busca de recursos financeiros por países em desenvolvimento e mostra uma série de instrumentos utilizados para tal. Fica notória a necessidade de precificação para determinado ativo que representa a forma de financiamento adotado para cada caso.

Dessa forma, fica consistente a fundamentação proposta de que a taxa ativa de um instrumento de crédito passe a representar o resultado de uma análise racional realizada por determinados agentes de mercado. É a partir desse pressuposto que se adota o conceito de medição de uma YTM dada pelo preço de mercado vigente em determinado instante como forma de análise a ser trabalhada nesta proposta de estudo.

Cochrane (1999) destaca uma série de fatos que acabam por questionar a aplicação direta de alguns conceitos clássicos, por exemplo, a utilização do CAPM na previsão de retornos de investimento em títulos de dívida. O mesmo autor comenta que o sucesso empírico na verificação de resultados sobre determinados ativos varia inversamente ao disposto por metodologias teóricas. Propõe a necessidade de verificação de aplicação de determinadas teorias desenvolvidas nas décadas de 60 e 70.

Os conceitos de Expectativas Puras e Preferência pela Liquidez, explorados adiante, explicam tais comportamentos. Cochrane (1999) apresenta tabela comparativa de retorno de títulos chamados de *Zero-Coupon Bonds*, que são títulos de dívida negociados no mercado financeiro norte-americano, emitidos, na sua grande maioria, por órgãos estatais e que têm a característica de não pagar juros no decorrer do tempo. A remuneração dos títulos se dá no vencimento dos mesmos ou, como é chamado no mercado daquele país, *maturity date*.

A Tabela 1 mostra um aumento substancial no Erro Padrão e no Desvio Padrão do universo de dados observados, à medida que aumenta o prazo até o vencimento dos títulos. Tal observação, quando associada ao pequeno aumento das taxas verificadas com o decorrer do tempo (excetuando-se o observado na última amostra de cinco anos de prazo de vencimento), traz o conceito de prêmio pela liquidez. Nesta tabela foi calculada a taxa média de retorno de títulos de dívida com diferentes vencimentos.

TABELA 1 – Comportamento da Taxa de Juros de Zero Coupon Bonds

Retorno de <i>Zero Coupon Bonds</i>			
Dados Anuais de 1953 a 1997			
Prazo de Emissão (Maturity)	Retorno Médio pelo prazo de investimento	Erro Padrão	Desvio Padrão
1	5,83	0,42	2,83
2	6,15	0,54	3,65
3	6,40	0,69	4,66
4	6,40	0,85	5,71
5	6,36	0,98	6,58

Fonte: Cochrane (1999, p. 47)

Cochrane (1999) menciona que a Tabela 1 é apenas a “ponta de um *iceberg*” para a sucessão de modelos de expectativas, especialmente em cenários econômicos com inflação significativa e instabilidade de câmbio. Para tais cenários, o autor admite que a hipótese das expectativas é uma boa forma para caracterizar a estrutura a termo de taxa de juros de um ambiente econômico. Porém, tal indicação é de primeira ordem, ou seja, podem existir mais fatores que expliquem tal comportamento. Um exemplo seria a “contaminação” de comportamento de taxas verificadas em títulos de curto prazo, a partir de alterações em títulos de longo prazo.

Complementarmente à análise de Cochrane (1999), Harper (2003) classifica, também, os fatores que mais colaboram para o comportamento das taxas de juros de um mercado, analisados sob a ótica econômica da Curva de Demanda e da Curva de Oferta de um ambiente:

- a) relativos à oferta: Política Monetária (Taxas Ativas dos Títulos Públicos) e Política Fiscal (Déficit do Setor Público);
- b) relativos à demanda: Inflação (Índice de Preço ao Consumidor ou Índice de Preço do Produtor) e Demanda Fundamental (uso dos Recursos Orçamentários Externos e Internos de um Governo).

A visão de Harper (2003) pode ser complementada por Saunders (2000). Nos capítulos 6, 7 e 8 da obra de Saunders (2000) são conceituadas três formas de mensuração de risco de variação de taxa de juros, as quais influenciam a rentabilidade de títulos objetos de análise deste estudo:

- a) modelo do prazo de vencimento;
- b) modelo de *duration*;
- c) modelo de reprecificação.

Outros fatores de risco, como o Risco de Intermediação Financeira, Risco de Mercado, Risco de Crédito, Risco Cambial, Risco Soberano e Risco de Liquidez também são detalhados por Saunders (2000), cada um deles, em capítulo específico, ilustrando bem o conceito de risco financeiro em instituições que modelam instrumentos de crédito.

É interessante, portanto, observar a coerência entre o disposto por Harper (2003) e Saunders (2000) no que se diz respeito à necessidade de instrumentalização de mecanismos de análise de taxas de juros em títulos representativos de dívida. Tal linha de raciocínio, disposta pela referida análise conjunta, faz com que a busca de teorias de formação de taxas ativas, decorrente da necessidade exposta, seja uma constante no ambiente econômico-financeiro das organizações.

No processo de análise de comportamento de taxas de juros no mercado, surgem algumas teorias, de acordo com o que expõem Sharpe, Alexander e Bailey (1995), tais como a Teoria de Preferência pela Liquidez, Teoria das Expectativas Puras e Teoria da Segmentação de Mercado.

No estudo de Schmitt (1991), foram exploradas teorias tradicionais de medição e previsibilidade de taxas de juros, listadas na seguinte ordem: Teoria das

Expectativas Puras, Teoria da Preferência pela Liquidez, Teoria da Segmentação de Mercado e Teoria do Habitat Preferido. Em tal estudo existe a referência de Cox, Ingersoll Jr e Ross (1985), destacando-se o modo pelo qual as variáveis econômicas foram aplicadas fazendo com que o preço de um título de crédito dependesse apenas de uma única variável aleatória caracterizada pelas taxas de juros a vista, ou *spot*. Schmitt (1991) destaca a inconsistência no equilíbrio de mercado proposto pela Teoria das Expectativas Puras e Preferência pela Liquidez, que serão comentadas adiante.

A análise do comportamento de uma variável de acordo com seu histórico observado também é foco de pesquisa. Tratam-se de séries temporais de dados submetidas à Análise Univariada de Box e Jenkins - ARIMA (UBJ-ARIMA) que buscam ser explicadas pela definição de Auto-Regressividade e de Média-Móvel, conceito que será detalhado na subseção 2.1.3.

O método busca prever o comportamento de determinado índice apenas com a análise de seu comportamento histórico passado. Assume-se, mais uma vez, todo o processo de racionalidade do investidor no estabelecimento do preço de mercado de um determinado título representativo de dívida.

A partir da década de 90, as empresas atuantes no Brasil passaram a contar com a possibilidade de financiamento de longo prazo junto às instituições financeiras. Até então, a possibilidade de obtenção de crédito de longo prazo, na grande maioria dos casos, era privilégio, apenas, das empresas ou organizações ligadas ao governo federal brasileiro. O questionamento do presente trabalho é a plena aplicabilidade de modelos teóricos - desenvolvidos em países com economia estabilizada - em um ambiente de negócios extremamente sujeito a alterações comportamentais impostas por decisões de determinados agentes econômicos - situação verificada em países como o Brasil.

2.1.1 Teoria das Expectativas Puras (TEP)

Schmitt (1991, p. 9) afirma que:

A Teoria das Expectativas Puras baseia-se no pressuposto de que os investidores sempre irão procurar maximizar seus rendimentos e serão indiferentes a qualquer tipo de estratégia quanto ao período de vencimento, mesmo com ativos com prazo de maturação diferente de seus horizontes planejados de investimento.

De acordo com Mishkin (2000), a Teoria das Expectativas Puras fundamenta-se na necessidade de que os atuantes em um mercado financeiro representado, basicamente, por bancos, venham a estabelecer uma mensuração de taxas ativas para sustentar seu sistema de verificação de crédito. Grosseiramente, a taxa de um ano subsequente ao primeiro ano de verificação, a partir da mensurada pelo agente econômico, seria o segundo fator para o cálculo da taxa referente aos dois períodos. A partir daí, a taxa do terceiro período capitalizada junto àquela formada pelos dois períodos subsequentes, formaria a taxa esperada do novo ativo para três anos de prazo.

Pelo exposto anteriormente e tendo-se como base o princípio fundamental da Teoria das Expectativas Puras, a análise principal de Mishkin (2000, p. 94) mostra que, pela hipótese das expectativas, existe a determinação da seguinte premissa:

Podemos desenvolver o mesmo raciocínio para títulos de dívida com um vencimento maior, de modo que podemos examinar toda a estrutura de prazo das taxas de juros. Fazendo isso, descobriremos que a taxa de juros de i_{nt} sobre um título de dívida de n-período deve corresponder a

$$i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n} \quad (2)$$

A Equação (2) determina que a taxa de juros de n-período é igual à média das taxas de juros esperadas em cada um dos n-períodos de vida do título. Esta é uma formulação mais precisa da hipótese das expectativas.

Dessa forma, a busca de racionalidade na expectativa do mercado para os títulos de dívida de longo prazo deveria mostrar uma coerência no que se diz respeito à mensuração das taxas de curto prazo.

A taxa ativa de curto prazo, em um ambiente econômico-financeiro estável, deve indicar quais são as taxas previstas para prazos maiores, uma vez que os agentes desse mercado já usariam de racionalidade para inserir suas expectativas de retorno de investimento para determinados prazos e, a partir disso, estipular as taxas ativas dos títulos representativos de dívida para prazos superiores. Dessa forma, as taxas de juros de títulos da dívida com vencimentos diferentes tendem a apresentar o mesmo comportamento no futuro.

Nos artigos de Accorsi e Goulart (2003) e de Accorsi, Goulart e Luz (2003), foi buscada a aplicabilidade da Teoria das Expectativas Puras em uma série de dados históricos referentes ao universo de pesquisa representado por títulos de dívida ativa de determinados tipos de emissores.

No primeiro artigo citado, chegou-se à conclusão de que a Teoria das Expectativas Puras poderia ser aplicada para uma série histórica de um título da dívida pública dos Estados Unidos e não poderia ser aplicada para a análise de um título da dívida pública do Brasil.

A série histórica de dados referentes à remuneração de um título do governo brasileiro, por sua vez, demonstrou que as referidas condições econômico-financeiras podem causar distorções nas medidas de risco percebido pelo público investidor e, com isso, a flutuação de taxas ativas negociadas pôde ser verificada, uma vez que a variância percebida em tal universo de pesquisa foi muito maior do que no universo de pesquisa caracterizado por um título de dívida soberana norte-americana.

Buscou-se, a partir desses resultados, a extensão de aplicabilidade de tal teoria para a medição de resultados em um universo de pesquisa diferenciado, onde fossem analisados não somente títulos ativos de “dívida soberana”, ou seja, títulos emitidos pelo Tesouro Nacional de determinado país.

Para tal, o universo de pesquisa buscou a caracterização de carteiras, uma representando os títulos brasileiros e outra os títulos norte-americanos.

Tais carteiras eram compostas por um título soberano e um título corporativo de empresa local, ambos com negociação no mercado internacional. Dessa forma, pelo prazo analisado, os quatro referidos emissores tinham seus títulos negociados no mercado, dado um referido preço.

Pelo preço de mercado obteve-se uma série histórica de taxas ativas e, a partir daí, buscou-se a aplicação da Teoria das Expectativas Puras para o referido universo de pesquisa. O resultado foi a não aplicabilidade da referida teoria em sua forma plena. O universo de dados pesquisado mostrou uma série de pontos distintos dos esperados.

Buscou-se, também, analisar até que ponto um título corporativo (que representa a dívida de uma empresa) pode sofrer influência de oscilações de preço de um título público representativo da dívida do país onde tal empresa está localizada.

Nos dois universos analisados foram levantados pontos que acabam por contestar a verificação de princípios estabelecidos pela Teoria das Expectativas Puras.

No prazo analisado, que foi comum para os quatro títulos - todos com cotações ativas no mercado financeiro internacional, as oscilações verificadas nos

títulos soberanos acabaram por gerar pleno efeito apenas no universo norte-americano.

O artigo de Accorsi, Goulart e Luz (2003) constata que a Teoria das Expectativas Puras não constitui um instrumento eficaz de medição de taxas ativas presentes, prejudicando sua extensão para cálculo de taxas futuras para o universo de títulos pesquisados.

As expectativas geradas pelo mercado, na forma de taxas de juros praticadas em diversos ativos, nada mais representam que a forma pela qual os agentes econômico-financeiros determinam suas intenções de retorno para um capital investido com riscos - onde tais riscos, administrados por critérios assumidos, conforme exposto em Saunders (2000), são alocados em instantes futuros de tempo.

Naylor (1971) caracteriza a formação de taxas de juros em um ambiente econômico como resultado não só de expectativas, mas, também, de preferências por parte do público investidor.

Tal autor começa a caracterizar um item de relevância nos estudos de taxas de juros, que é a chamada Segmentação de Mercado e conclui que a Teoria das Expectativas Puras pode sofrer grande questionamento quando os agentes de mercado detêm preferência em determinado setor, ao aplicar recursos no decorrer do tempo.

Russell (1992) e Kritzman (1993) apresentam o conceito de Expectativas Puras como base para uma primeira análise comportamental de taxas de juros ativas mas não o mencionam como único a ser considerado. As conclusões de Russel (1992) mostram dois pontos:

- a) as alterações de taxas de curto prazo é que orientam a decisão de investimento em taxas de juros de longo prazo, pois estas precisam ser

alteradas de forma a compensar alta nas taxas de juros de curto prazo ocasionando conforto àquele que detiver um ativo por mais tempo;

- b) existe a recusa de investimento de longo prazo, caso a mesma já não espelhe as alterações de comportamento das taxas de curto prazo.

Kritzman (1993), por sua vez, além de comentar a base teórica, determina a Estrutura a Termo de Juros por meio de um modelo de Estimação por *Spline* Cúbica, que pode ser obtida nas ferramentas do *software Microsoft Excel*.

Ele se concentra, portanto, na estimação do comportamento das taxas, desde que sejam obtidas taxas negociadas para um período maior e para outro menor, de modo a possibilitar o cálculo da taxa para um período intermediário à amostra.

Alguns fatores observados em outras análises acabam por enfraquecer a aplicabilidade plena da Teoria das Expectativas Puras. Brick e Ravid (1991) incluem o aspecto tributário de investimentos em longo prazo como fator decisório na alocação de recursos. Eles defendem, inclusive, a necessidade de verificação do risco de falência da parte que é financiada na compra de títulos de dívida de longo prazo.

A decisão de investir no longo prazo, via compra de títulos de dívida, fica orientado, segundo tais autores, pelo prêmio que é oferecido para o risco assumido, logo, uma estrutura primária de taxas de juros livre de risco deve ser considerada.

A dificuldade de generalização de análise, baseada na Teoria das Expectativas Puras, para determinados comportamentos de taxas ativas verificadas em títulos de dívida, fez com que fosse testada a Teoria da Preferência pela Liquidez, o que vem de encontro à posição de Schmitt (1991).

2.1.2 Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL)

Schmitt (1991, p. 17) comenta que:

A Teoria da Preferência por Liquidez trabalha com a hipótese de que os investidores não são indiferentes ao risco, mas mesmo sendo aversos a ele, aceitam algum rendimento extra (prêmio de risco positivo), para optarem por investimentos com prazo superior ao seu horizonte de planejamento. Em média, o mercado prefere investir em obrigações curtas. Para que haja a ampliação do prazo, é preciso que sejam oferecidos prêmios positivos e crescentes sobre as taxas spot dos títulos de um período.

Os textos de Schmitt (1991), Cochrane (2001) e Mishkin (2000) sugerem que a busca de racionalidade na mensuração de taxas ativas de títulos de dívida de longo prazo pode ser observada como um reflexo do comportamento de curto prazo de taxas ativas. Dessa forma, entende-se que a Preferência pela Liquidez expõe a racionalidade utilizada pelos agentes de mercado na precificação de ativos negociados. Conclui-se que o termo “preferência por liquidez” e “racionalidade” possam ser usados de forma idêntica no presente estudo. Schmitt (1991, p. 17), reforça a questão afirmando que:

Qualquer investidor racional não optaria por uma alternativa de investimento descasada do seu horizonte planejado de investimento, se esta desse o mesmo rendimento que um investimento em um título de renda fixa, com prazo de maturação casado.

Além do retorno é fundamental analisar o fator risco inerente ao investimento econômico. Cabe ressaltar que a função investimento tem uma análise peculiar para títulos de dívida de determinados países. Mishkin (2000) define os principais fatores que influenciam ou que são utilizados na avaliação do risco global de uma nação, o chamado Risco País ou *Country Risk*:

- a) o componente político, ou risco político, que denota a estabilidade política, a tendência da balança de pagamentos, o endividamento

externo, o comportamento do PIB (Produto Interno Bruto) e o saldo do comércio internacional, representado pela Balança Comercial;

- b) o risco de transferência que mostra a disposição do país em pagar dívidas quando não há recursos remessíveis para o exterior, causando risco aos credores externos;
- c) o risco de conversão que ocorre quando a degradação das contas públicas, principalmente decorrente de processos inflacionários intensos, impossibilita a conversão cambial e financeira equânime;
- d) o risco monetário, representado pela desvalorização da moeda de forma inesperada, impedindo o tomador do empréstimo de saldar sua dívida;
- e) o risco comercial expresso na possibilidade de haver a interrupção do relacionamento de uma empresa com sua matriz no exterior.

Segundo Mishkin (2000), a mensuração destes fatores determina o risco de *default*, ou o risco do emissor de títulos de dívida tornar-se inadimplente. A expectativa do mercado para os títulos de dívida de longo prazo deveria guardar certa racionalidade no que se diz respeito à mensuração das taxas de curto prazo, ou como o mercado costuma mencionar, com os títulos da dívida de curto prazo.

Simonsen (1983) trata de uma série de formulações e conceitos econométricos que embasam a busca de racionalidade na estimação de indicadores econômicos e procura explicar as Expectativas Racionais, corroborando o exposto por Muth (1961), destacando que tal teoria passou a ser incorporada nas análises de cenário na década de 70. As Expectativas Racionais são fundamentadas pela racionalidade de exposição ao risco associada a uma remuneração maior, logo se faz observar a Preferência pela Liquidez.

No artigo de Accorsi, Gonçalves e Goulart (2004) buscou-se a caracterização da aplicabilidade da Teoria das Expectativas Racionais em uma determinada amostra de títulos de dívida de longo prazo, negociadas em uma moeda comum. Buscou-se mostrar que os agentes econômicos têm capacidade de

estabelecer preços para determinado bem ou direito econômico, dependendo do prazo em que o agente gozará de seu benefício. No artigo, apenas em uma amostra de títulos de dívida, pôde ser verificado o princípio da Teoria das Expectativas Racionais.

O valor de um determinado item, no decorrer do tempo, segundo as Expectativas Racionais, pode sofrer alterações, motivadas pelo mercado. Existe, a partir daí, o conceito de tempo relacionado à possibilidade de investimento e de medição de resultados relacionados, o que deixa clara a aplicabilidade do conceito de liquidez, quando da tomada de decisão de investimento. Schmitt (1991) corrobora a análise de tal proposta quando analisa a Teoria da Preferência por Liquidez. Mais uma vez, a liquidez presume racionalidade, corroborando a escolha do tema.

Com o uso de racionalidade, os agentes passam a desejar remuneração dos recursos aplicados (ou seja, optando-se pelo seu uso futuro, com um prêmio associado, inevitavelmente). A partir daí, pode ser observado o comportamento dos referidos agentes em preferir o benefício de um bem, ou de um direito, no momento presente. Caso abram mão de tais fatores, para resgatá-los em um momento futuro, tais agentes passariam a requerer um prêmio por tal prazo.

Schmitt (1991) observa que o investidor atua como um agente não indiferente ao risco e, para isso, considera uma série de fatores para formar seu conceito de taxa de remuneração para ativos nos quais pretenda investir.

O estudo de Schmitt (1991) explica que as taxas futuras apresentadas em um momento, r_t não são verificadas em um momento futuro r_{t+n} . O autor ressalta que na sua pesquisa, na média, as taxas vigentes no futuro não refletem a remuneração indicada no momento passado de sua precificação.

Schmitt (1991) ainda destaca que, na Teoria das Expectativas Racionais, normalmente, a demanda por ativos de longo prazo é menor que a oferta de tais

títulos, caracterizando uma espécie de aversão ao risco. Assim existe a espera de aumento de prêmio para gerar a possibilidade de aquisição de títulos de longo prazo por parte do investidor.

Esta proposta torna a Teoria das Expectativas Puras inaplicável, uma vez que era considerada, em toda a sua extensão de medidas de resultados, a premissa básica de que as taxas de juros verificadas no decorrer do tempo não sofreriam alterações significativas. Pela TEP, segundo Schmitt (1991), seria verificado o seguinte:

$$\text{Exp}(E_n) = \frac{1}{n} (R_{1,t} + \sum_{k=1}^{n-1} r_{1,t+k}) \quad (1)$$

Onde:

$\text{Exp}(E_n)$ = Valor Esperado de um Título

n = Número de Períodos de Tempo de medição,

$R_{1,t}$ = Rendimento medido no Período de Tempo de Medição “t”

$r_{1,t+k}$ = Rendimento esperado em Períodos Futuros de Tempo de Medição

k = Número de Períodos Futuros de Tempo de Medição

Assim, para verificar o valor total do rendimento de um título, em um determinado período de tempo, basta saber qual é a remuneração de um período qualquer e realizar a somatória dos rendimentos no total de períodos que o título dispõe.

Já no caso da Preferência pela Liquidez, não se observa tal igualdade, uma vez que o investidor exigiria prêmios maiores, proporcionais ao prazo total do investimento. Deste modo, observa-se o seguinte:

$$\text{Exp}(E_n) > \frac{1}{n} (R_{1,t} + \sum_{k=1}^{n-1} r_{1,t+k}) \quad (2)$$

A equação (2) mostra a igualdade somente com o pagamento de referido prêmio associado (Prêmio de Risco) representado por L_k , conforme disposto por Schmitt (1991):

$$\text{Exp}(E_n) = \frac{1}{n} \left[(R_{1,t} + \sum_{k=1}^{n-1} (r_{1,t+k} + L_k) \right] \quad (3)$$

Cochrane (2001) analisa a Estrutura a Termo de Taxas de Juros e chega a uma explicação próxima ao exposto anteriormente nas equações (1), (2) e (3). O autor trabalha com a hipótese de expectativas de taxas de juros durante a vigência de um título na forma clássica em que a taxa ativa de “n” períodos é a média de taxas futuras de cada período inserido no período total, assim como a taxa ativa presente, no futuro, é igual à taxa ativa futura, no presente.

Cochrane (2001), menciona, também, que a taxa de retorno final, esperada por um investidor, passa a ser analisada sob o ponto de vista de carteira. Segundo tal autor, as equações 1, 2 e 3, anteriormente dispostas, permitem visualizar a forma da curva de taxas.

Se a curva da taxa está voltada para cima, a taxa de longo prazo é mais alta que a de curto prazo (Figura 1a), pois, pela teoria das expectativas, espera-se que a taxa de curto prazo suba no futuro. Caso a curva esteja voltada para baixo, a taxa de longo prazo é mais baixa que a de curto prazo (Figura 1b).

Cochrane (2001) ainda comenta que a Teoria das Expectativas Racionais (aqui entendida como Teoria da Preferência pela Liquidez) é o mesmo que uma análise sob a Neutralidade de Risco. Em um determinado instante de tempo presente, os investidores compõem uma carteira de títulos que reflete o comportamento da taxa de juros esperada, em cada instante de tempo futuro.

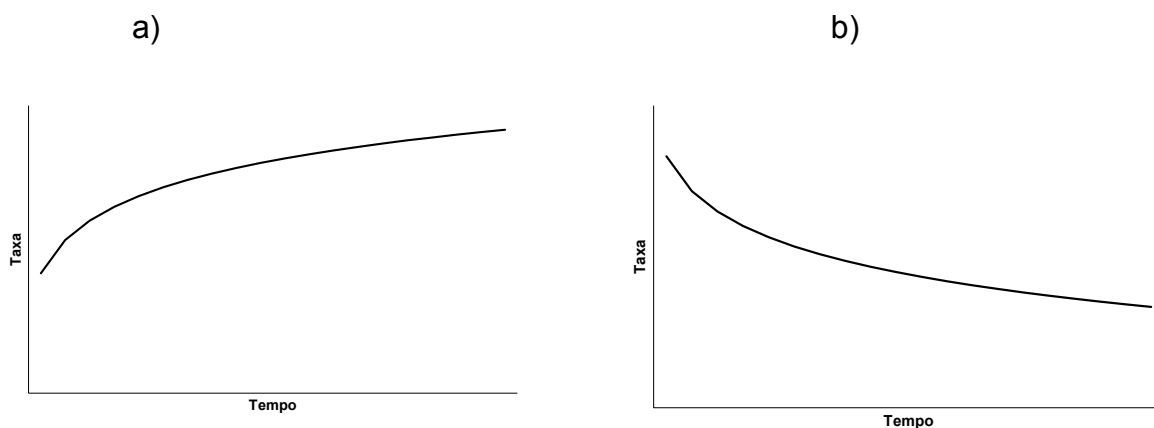


FIGURA 1 – Curva de Taxas de Juros com Expectativas de Alta (a) e com Expectativa de Baixa (b)

Fonte: Cochrane (2001)

Caso haja alteração das expectativas, os investidores com perfil de aversão ao risco procuram neutralizá-lo (*risk neutral*), ajustando suas posições para readequar o resultado esperado naquele instante. Os investidores, com perfil neutro a risco, desejam receber o prêmio de risco associado em um horizonte de tempo. Mudando-se o risco, altera-se o prêmio associado ao risco no decorrer do horizonte temporal de análise.

Muth (1961) comenta que os agentes de mercado passam a se comportar de modo racional quando são expostos a situações em que o risco assumido em determinado investimento sofre alterações. Assim, experiências passadas acabam por gerar expectativas futuras, de modo racional. Segundo Muth (1961, p. 315):

Para explicar, de modo simples, como as expectativas são formadas, nós devemos analisar a hipótese de que elas são, essencialmente, as mesmas predições de outras teorias econômicas. Em particular, esta hipótese (de racionalidade) indica que o mercado não se desfaz de informações passadas e que as expectativas dependem da estrutura total de um sistema.

Minford e Peel (1983) e Sheffrin (1983) exploram o assunto de modo a buscar o conceito de aplicação da chamada racionalidade. Ambos fazem referência a Muth (1961) de modo que fica corroborado o entendimento de que a chamada Preferência pela Liquidez promove uma análise comportamental (dos atuantes em

um ambiente econômico) muito mais abrangente que a disposta pelas Expectativas Puras.

Dessa forma, a análise econométrica ganha força, pois a criação de modelos que buscam associar uma série de variáveis para explicar um único indicador, que é alvo de estudo, toma força no ambiente acadêmico. As obras de Minford e Peel (1983) e Sheffrin (1983) retratam o avanço histórico de tais análises comentando, inclusive, certos conflitos entre determinadas orientações de pesquisa.

Goldstein (2000), por sua vez, comenta que as técnicas para modelagem de estruturas a termo de juros, caracterizadas pela estrutura de juros a termo, têm crescido muito nos 20 anos anteriores à publicação de seu artigo. De início ele já se desfaz de qualquer comentário sobre Preferência pela Liquidez ou Expectativas Puras como ferramentas de análise eficaz para a Estrutura a Termo de Taxas de Juros. Tal autor já menciona Cox, Ingersoll Jr e Ross (1985), como uma primeira geração que estimaria a taxa de juros de duas formas:

- a) como resultado de um processo de análise de fatores finitos e coeficientes constantes de comportamento no tempo;
- b) como resultado de fatores que colocam a variação de comportamento em determinados instantes de tempo de medição de uma variável presente como determinantes de sua tendência futura.

Goldstein (2000) indica a adoção de novas metodologias de estimação de cenário futuro de comportamento de variáveis, como as taxas de juros ativas, através de análises aleatórias ou os chamados movimentos *brownianos*. Tal autor argumenta que a análise futura de comportamento de um fator, como, por exemplo, as taxas de juros, passa a ser determinada por mecanismos de estrutura randômica para a projeção de resultados. Tal foco de análise fica fora do proposto no presente estudo.

Finalmente, em um artigo que critica a Teoria das Expectativas Racionais (Preferência pela Liquidez), Byoun, Kwok e Park (1999), comentam que os resultados obtidos em seu estudo não trazem suporte para a hipótese da referida teoria, pois as volatilidades das taxas de longo prazo tendem a ser superiores às volatilidades de curto prazo, o que não se mostra adequado ao que a hipótese das referidas expectativas esperava. Tal observação vem de encontro ao comentado por Harper (2003).

Notadamente, a Teoria da Preferência pela Liquidez, assim como a Teoria das Expectativas Puras, formou um conjunto de observações teóricas e práticas que buscavam a observância de determinada regularidade histórica nas séries temporais de ativos medidos em função de seu preço de negociação e/ou de suas taxas ativas de retorno.

Há de se destacar, porém, que ambas teorias ficam fundamentadas no comportamento negocial dos agentes envolvidos nos referidos ambientes de negociação.

Tanto o mercado financeiro, quanto a academia, voltados para os testes de racionalidade e previsão de taxas futuras de títulos de dívida, buscam alternativas de medição na previsão de taxas futuras. A questão importante é a sustentação de determinada taxa ativa, de um título de dívida de longo prazo, em um determinado horizonte de tempo.

Baseado em tal situação, aliado ao observado nas duas referidas teorias tradicionais, intensamente desenvolvidas na segunda metade do Século XX, é que se buscou uma análise alternativa da formação de Taxas de Juros em Séries Temporais, as quais foram muito desenvolvidas nas três últimas décadas do referido século. Tal análise virá a seguir.

2.1.3 Análise univariada de Box e Jenkins - ARIMA (UBJ-ARIMA)

A metodologia de Box e Jenkins busca prever o comportamento de uma série temporal através da verificação de seus valores presentes e passados, mediante a análise de correlação dos dados que constituem tal série, independentemente da possível correlação com outras séries de dados.

Os modelos ARIMA são resultado da combinação do componente Auto-Regressivo (AR), do Filtro de Integração (I) e das Médias Móveis (MA). O uso de ARIMA foi desenvolvido por Box e Jenkins (1968) e re-editado na obra de Box, Jenkins e Reinsel (1994). Os artigos *Some Recent Advances in Forecasting and Control – Part I* de Box e Jenkins (1968) e *Some Recent Advances in Forecasting and Control – Part II* de Box, Jenkins e MacGregor (1974), tiveram, por função, fundamentar os conceitos de ARIMA.

Evans e Honkapohja (1986) mostram um elo entre ARIMA e TPL usando-se modelos lineares de comportamento de variáveis através de uma análise onde buscam a utilização de ARMA na explicação de comportamento de séries históricas embasadas na TPL. A pura modelagem da série por ARMA mostra-se próxima à série projetada por TPL, o que chama a atenção do uso de ARIMA para a previsão de comportamento de séries históricas.

Foram analisados apenas três modelos de comportamento macroeconômico (Modelo de Oscilação de Salários, Modelo de Despesas de Juros e Modelo de Inflação de Cagan), os quais não serão detalhados no presente estudo. O conceito de ARMA é uma redução de ARIMA, pois é uma forma de análise pela Auto-Regressividade e pela Média-Móvel de séries estocásticas de Modelos Estacionários.

Os vários estudos referentes à formação das Taxas de Juros em Séries Temporais têm uma menção quase comum ao estudo inicial de Box e Jenkins

(1968). Por meio deste material, outros autores dispuseram uma série de análises específicas e comentários diversos, como pode ser verificado nas obras de Campbell (1986), Campbell, Lo e Mackinlay (1997), Fabozzi (1995, 1997), Mills (1999) e Van Horne (1998).

A modelagem de dados via ARIMA tem uma boa abordagem em Johnston e DiNardo (2001).

Box, Jenkins e Reinsel (1994), explicam quais são as quatro áreas de aplicação do uso de métodos de análise de séries temporais econômico-financeiras. O presente trabalho ficará orientado pela primeira, caracterizada pela análise de séries temporais:

- a) a previsão de valores futuros a partir da medição presente e passada de uma série temporal de dados;
- b) a determinação de uma função de transferência de um sistema sujeito a um comportamento inercial dos dados de entrada;
- c) a indicação de variáveis de entrada que possam determinar comportamentos não usuais nos dados de saída;
- d) a estipulação de táticas comportamentais de controle, para que determinadas variações de dados de saída de modelos de medição de resultados possam ser controladas pelos dados de entrada.

De acordo com o explicado por Gujarati (2000), as previsões sobre dados econômicos verificados em séries temporais passadas podem ser analisadas sob sete diferentes abordagens:

- a) modelos de regressão de equação única: onde uma determinada série histórica de dados é suficiente para explicar o efeito de alteração de uma segunda variável sob análise, o que não é foco deste trabalho;

- b) modelos de regressão de equações simultâneas: onde a variável sob análise depende de mais de uma relação com outras variáveis, o que, também não será analisado;
- c) modelos auto-regressivos (AR): que analisa o comportamento de séries temporais passadas em um horizonte futuro, verificando a existência do ruído branco;
- d) modelos de média-móvel (MA, do inglês *Moving Average*): que analisa a combinação linear de um número “q” de “ruídos brancos”, anteriormente explicados, como definidores do comportamento de séries temporais futuras;
- e) modelos auto-regressivos de média-móvel (ARMA, do inglês *Autoregressive Moving Average*): que combinam as características descritas nos itens “c” e “d” anteriores, quando na análise de comportamento de uma série de dados;
- f) modelos auto-regressivos integrados de média-móvel (ARIMA, do inglês *Autoregressive Integrated Moving Average*): que combinam as duas características de AR e de MA, anteriormente descritas, após um ajuste de integração (I) da série de dados, na busca de transformação de uma série de dados não estacionária em uma outra série de dados estacionária;
- g) modelos de auto-regressão vetorial (VAR): que analisa, de forma conjunta, várias séries temporais, de modo simultâneo, onde todas as variáveis são consideradas endógenas. Este modelo não será tratado neste estudo.

O presente trabalho fica orientado para a análise dos itens “c”, “d”, “e” e “f” utilizando-se, inicialmente, a busca de sua fundamentação com base em uma conceituação específica desenvolvida por Vera Lúcia Fava (2000), *apud* Vasconcellos e Alves (2000), a qual orienta a busca de explicação para o comportamento de séries temporais, baseados em quatro componentes: Tendência (T), Ciclo (C), Sazonalidade (S) e Componente Errático (E). Tem-se o seguinte:

$$y_t = T_t + C_t + S_t + E_t$$

Cada uma das componentes da série histórica da variável “y” pode ser caracterizada como um ambiente de dados que oscilam no tempo e podem ser medidos, de forma a oferecer a capacidade de verificação de seu comportamento de diversas formas, notadamente pela regressão linear.

A partir dessa caracterização, Fava (2000), *apud* Vasconcellos e Alves (2000), menciona que existe uma abordagem alternativa de análise de séries de tempo que são integralmente geradas por um mecanismo aleatório, o qual a autora concede o nome de Processo Estocástico.

Tal processo é constituído de dados distribuídos no tempo. Tais dados ficam orientados pela probabilidade de ocorrerem no tempo (Figura 2, a seguir).

A caracterização de processo estocástico de Fava (2000), *apud* Vasconcellos e Alves (2000), indica o próximo passo para a definição de qual modelo estatístico é mais adequado para mostrar a geração de séries de um determinado ambiente de análise.

Fava (2000) destaca, então, que o referido processo passa a determinar o comportamento esperado de uma variável por meio da média dos valores anteriormente observados da referida variável.

Da mesma forma, a partir da observação da referida série histórica, pode ser observada a média e a variância de determinada variável. Com tais medições observadas, faz-se a análise de estacionariedade, conforme detalhado a seguir.

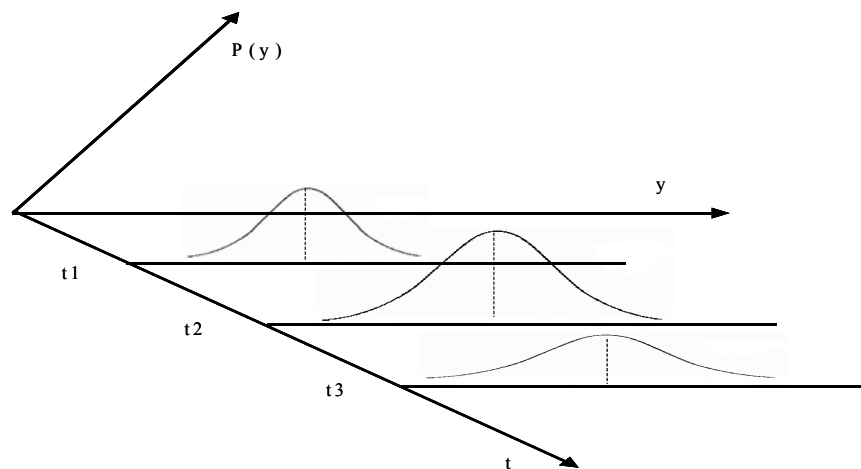


FIGURA 2 – Dispersão e Valores Médios de uma Série no Tempo

Fonte: Vasconcellos e Alves (2000)

Fava (2000), *apud* Vasconcellos e Alves (2000), define três pontos essenciais para a caracterização de um modelo fracamente estacionário, os quais devem ser observados para qualquer instante de medição “t”:

- a) $E[y(t)] = \mu$;
- b) $V[y(t)] = E[y(t) - \mu]^2 = \sigma^2$;
- c) $E[(y(t) - \mu)(y(t-k) - \mu)] = f(k)$, $k = 1, 2, 3, \dots, n$.

A média e variância da variável $y(t)$, (itens “a” e “b”, respectivamente) não variam no tempo, o que fica determinado pelas duas primeiras relações.

Além disso, a terceira relação determina que as autocovariâncias não dependem do tempo, mas somente da distância de medida (comumente indicado pelo termo *lag*) dos valores observados.

Mills (1999) comenta que a estacionariedade reflete um comportamento de equilíbrio estatístico para processos estocásticos de valores.

Ele destaca, também de forma idêntica, que a terceira relação mostrada anteriormente por Fava (2000), *apud* Vasconcellos e Alves (2000), depende apenas da referida distância de medida, ou escalar, ainda chamado de *lag*, nas obras de Mills (1999), Box, Jenkins e Reinsel (1994), Johnston e Di Nardo (2001), Harvey (1993 e 1999) e Gouriéroux e Monfort (1997).

Dessa forma, o *lag* passa a ser uma forma de medida de dispersão de dados estocásticos, assim como a caracterização de intervalos de medida de dados. Box, Jenkins e Reinsel (1994) definem *lag* como um intervalo constante.

Gouriéroux e Monfort (1997), por sua vez, comentam que o operador *lag* é linear e passível de inversão, o que torna possível a transformação de um processo de dados, chamado de $\{x_t\}$, em um outro processo, $\{y_t\}$, dado por:

$$y_t = \text{lag } x_t = x_{t-1}$$

Ou seja, o *lag* utilizado em séries temporais de medida, ou as chamadas sucessões cronológicas, pode ser representado por “L” (JOHNSTON; DI NARDO, 2001), associado a uma variável com índice de tempo “t”. Tal operador faz com que se obtenha uma sucessão de dados de medida com intervalos constantes de medição. Logo, tem-se o seguinte, de acordo com Johnston e Di Nardo (2001):

$$L(x_t) = x_{t-1}$$

Tal operador permite, portanto, a medição de valores relacionados em intervalos uniformes de tempo, de modo que possibilita uma correta disposição temporal de dados.

É com base em tal disposição que os modelos de Box e Jenkins ficam fundamentados e serão detalhados a seguir.

2.1.3.1 Séries estacionárias de dados

São as séries de dados que podem se auto-explicar através da sua análise de comportamento temporal.

As formas utilizadas por Box e Jenkins são as de Auto-Regressividade e de Média Móvel, além da explicação da série pelo uso combinado das duas formas. As três formas de análise são detalhadas a seguir.

2.1.3.1.1 Modelo de dados auto-regressivo (AR)

Yim (2001) demonstra que no modelo AR(p) o valor z_t de uma série temporal é descrito pela soma ponderada de p valores passados $z_{t-1}, z_{t-2}, \dots, z_{t-p}$ adicionada a um ruído branco ε_t . Tal modelo pode ser descrito como sendo uma equação do tipo:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + \varepsilon_t$$

onde:

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$, são parâmetros que ponderam os valores “z” no tempo;

“p” é a ordem do modelo; e

ε_t é o ruído branco

O “ruído branco” é um erro aleatório, de distribuição normal com média zero, variância constante, desvio padrão igual a “1” e não correlacionado com a série analisada. Sua notação é representada por:

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Gujarati (2000, p. 743) comenta:

Observe que, em todos os modelos anteriores, estão envolvidos somente os valores correntes e anteriores de Y; não há outros regressores. Neste sentido, dizemos que os ‘dados falam por si mesmos’. Eles são uma espécie de modelo na forma reduzida, que encontramos em nossa discussão sobre os modelos de equações simultâneas.

Com a caracterização do processo de Auto-Regressividade, busca-se criar a possibilidade de mensuração de comportamentos futuros de indicadores econômico-financeiros com base em seu comportamento em séries históricas passadas.

2.1.3.1.2 Modelo de dados de médias móveis (MA)

A notação MA vem do inglês *moving average* ou média móvel. Yim (2001) destaca que, no modelo MA(q), o valor z_t de uma série temporal é descrito pela combinação linear de “q” ruídos brancos “ ε_t ” no presente e em instantes passados.

Tal modelo pode ser descrito como:

$$z_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

onde:

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$, são parâmetros que ponderam o ruído branco no tempo; e

“q” é a ordem do modelo.

Como menciona Gujarati (2000), a combinação linear dos termos de ruído branco gera um processo de Média Móvel (MA).

2.1.3.1.3 Modelo de dados auto-regressivo de médias móveis (ARMA)

Yim (2001) deixa claro que o modelo ARMA (p,q) é a combinação dos modelos AR(p) e MA(q), anteriormente descritos.

Ou seja, o valor medido de z_t pode ser descrito pelos seus valores passados e pelos choques aleatórios presente e passados. Tem-se, a partir disso:

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

Johnston e Di Nardo (2001) sugerem três passos para que se possa modelar uma série temporal de dados pelo modo ARMA:

- a) verificar se a sucessão de dados é estacionária, como já descrito anteriormente. Se for necessário, a série será transformada em estacionária pela aplicação do conceito de *lag* já comentado;
- b) utilizar as propriedades de autocorrelação para estimar os coeficientes (p,q) que definem a série, mantendo o ruído branco como padrão para os resíduos;

- c) calcular previsões para um período passado adequado, para verificar o grau de relevância da especificação (p,q) selecionada.

2.1.3.2 Séries não-estacionárias de dados

Notadamente são as séries de dados que não conseguem se auto-explicar através da sua análise de comportamento temporal. Na análise de Box e Jenkins são séries que necessitam ser transformadas, através da integração, detalhada a seguir, para que constituam uma nova série estacionária.

2.1.3.2.1 Modelo de dados auto-regressivo integrado de médias móveis (ARIMA)

Na descrição do processo de análise de Box e Jenkins, realizada por Yim (2001), é possível analisar séries não-estacionárias, desde que tais séries possam ser transformadas em estacionárias, após a aplicação de um operador chamado de “operador diferença”.

O modelo ARIMA (p,d,q) , dessa forma, passa a ser o modelo capaz de transformar uma série temporal de dados não-estacionária em uma outra série estacionária aplicando “d” diferenças consecutivas em sua medição temporal.

De acordo com Yim (2001), tem-se o seguinte:

$$w_t = \nabla^d z_t = (1 - B)^d z_t$$

onde:

$\nabla = (1-B)$ é o operador diferença;

d = número de diferenças aplicadas; e

B é o operador defasagem definido por $B^k z_t = z_{t-k}$

Gujarati (2000, p. 744) destaca a idéia da seguinte forma:

Portanto, se tivermos de diferenciar uma série temporal “ d ” vezes para torná-la estacionária e então aplicarmos a ela o modelo ARMA (p,q), dizemos que a série temporal original é **ARIMA (p,d,q)**, ou seja, é uma série temporal **auto-regressiva integrada de média móvel**, em que “ p ” indica o número de termos auto-regressivos, “ d ”, o número de vezes em que a série tem de ser diferenciada para se tornar estacionária e “ q ”, o número de termos de média móvel. Assim, uma série temporal ARIMA (2,1,2) tem de ser diferenciada uma vez ($d=1$) para se tornar estacionária e a série temporal estacionária (de primeira diferença) pode ser modelada como um processo ARMA (2,2), ou seja, tem dois termos AR e dois termos MA (grifos do autor deste estudo).

Pokorni (1997), *apud* Gujarati (2000, p. 744), enfatiza, para uma série de tempo passível de análise por Box e Jenkins, a verificação de estacionariedade, ou a transformação de uma série não-estacionária em estacionária.

Esta condição gera a necessidade de verificação a cada modelagem de série de dados, de forma a se conseguir realizar testes dos referidos modelos.

Em Pokorni (1997), *apud* Gujarati (2000, p. 744), existe a menção de que:

O objetivo de B-J (Box e Jenkins) é identificar e estimar um modelo estatístico que possa ser interpretado como tendo gerado os dados amostrais. Se esse modelo estimado será usado para previsão, devemos supor que as características desse modelo são constantes no tempo e, particularmente, no período futuro. Assim, a razão simples de se necessitar de dados estacionários é que qualquer modelo que é inferido a partir desses dados pode ser interpretado como estacionário ou estável, fornecendo, assim uma base válida para previsão.

2.1.3.3 Metodologia de Box e Jenkins (UBJ-ARIMA)

Vários autores, tais como Mills (1999), Harvey (1993, 1999), Gouriéroux e Monfort (1997), Maddala (2001), Johnston e Di Nardo (2001), Vasconcellos e Alves (2000) e Gujarati (2000) mencionam a aplicabilidade da metodologia criada por Box e Jenkins para a classificação de estrutura de uma série temporal relativa a algum indicador econômico ou financeiro. A metodologia de Box e Jenkins, segundo Gujarati (2000), consiste de quatro etapas básicas, necessárias para a caracterização e estimação de uma série temporal de dados: identificação, estimativa, checagem, diagnóstico e previsão.

A Figura 3 a seguir, sintetiza o procedimento de Box e Jenkins que será descrito adiante:

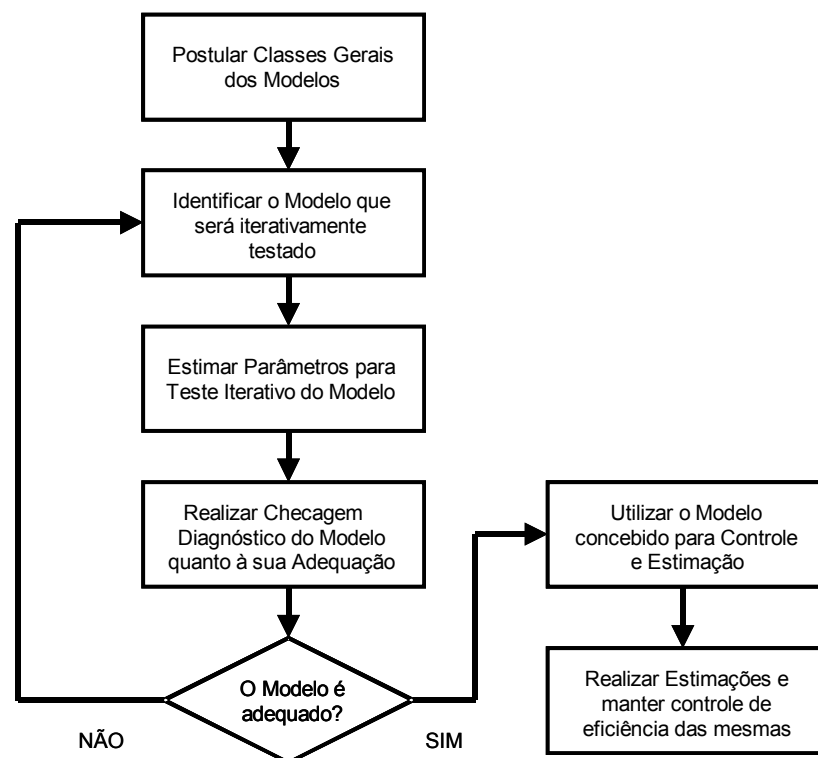


FIGURA 3 – Estágios na construção de um Modelo Iterativo

Fonte: Box, Jenkins e Reinsel (1994), adaptado pelo autor deste estudo.

Na primeira fase, ou fase de identificação do modelo, conforme disposto por Gujarati (2000) e Yim (2001), busca-se identificar os componentes (AR, I, MA) e as ordens de medição (p,d,q) que melhor descrevem o comportamento da referida série analisada.

Gujarati (2000) menciona que as principais ferramentas de identificação são a Função Autocorrelação (FAC) e a Função Autocorrelação Parcial (FACP). A primeira mede a autocorrelação existente entre dois itens amostrais em um determinado intervalo de tempo comum à série analisada. Especificamente, caso queira se medir a correlação entre y_t e y_{t-k} , tem-se o seguinte:

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(y_t, y_{t-k})}{V(y_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

Com isso, tem-se a primeira medida de resultado comportamental de uma variável, ou seja, agregando-se novas amostras, a cada medida de tempo, mensura-se o comportamento da FAC de tal amostra.

A partir da FAC, busca-se medir a FACP de uma amostra (ρ_{kk}), relacionando-se, para isso a correlação entre observações (em séries de tempo) com intervalos representados por “k” mas com controle de defasagens intermediárias, ou seja, controla-se até que ponto uma variável mantém um bom nível de FACP, notadamente até onde uma correlação intermediária medida em um intervalo menor que o intervalo “k” passa a ser significativa.

Cabe explicar que os intervalos “k” são constantes e têm a mesma medida de análise. Representam, portanto, a unidade em que se mede o comportamento de uma variável (tempo, distância, etc.). Tal procedimento é verificado para a série já determinada como ARMA, após o processo de integração com o coeficiente “d” estipular quantas integrações são necessárias para fazer do modelo uma série estacionária.

O quadro 1 mostra o comportamento da FAC e da FACP para os processos AR, MA e ARMA.

Processo	Padrões de Correlação	
	Função de Auto-Correlação (FAC ou ACF)	Função de Auto-Correlação Parcial (FACP ou PACF)
AR (p)	Infinita: decai para zero exponencialmente ou segundo uma sinusoidal amortecida	Finita: decai bruscamente para zero a partir do <i>lag</i> p
MA (q)	Finita: decai bruscamente para zero a partir do <i>lag</i> q ou segundo uma sinusoidal amortecida	Infinita: decai para zero exponencialmente
ARMA (p,q)	Infinita: decai para zero exponencialmente ou segundo uma sinusoidal amortecida	Infinita: decai para zero exponencialmente ou segundo uma sinusoidal amortecida

QUADRO 1 – Padrões de Correlação em séries padrão AR, MA e ARMA

Fonte: Johnston e Di Nardo (2001)

Na segunda fase , ou fase de estimação do modelo, os p parâmetros do polinômio ϕ , além dos q parâmetros do polinômio θ e da variância σ^2_ε são estimados através de métodos como o de máxima verossimilhança ou Mínimos Quadrados , conforme disposto por Yim (2000), Fava (2000) *apud* Vasconcellos e Alves (2000) e Gujarati (2000). O uso de *softwares* específicos, como o *Minitab* versão II é recomendado pelos dois últimos autores.

Na terceira fase, ou no diagnóstico e checagem do modelo, procura-se verificar se o modelo construído, identificado e estimado mostra adequação ao proposto. Os resíduos são medidos para verificar seu comportamento como ruído branco, assim como é analisado o erro padrão σ^2_ε entre a série calculada e a série verificada. Testes específicos da série calculada em relação à série verificada serão detalhados na próxima parte desta dissertação. Esta fase é aquela que passa a

direcionar o uso do modelo concebido ou o retorno à fase de Identificação anteriormente descrita.

Na quarta e última fase, ou na previsão do modelo, O modelo mais adequado passa a ser utilizado como ferramenta de previsão da série de dados em questão.

A previsão de séries de tempo é uma tarefa determinada por processos que ficam orientados para a estimação de dados futuros, através de um modelo que toma como base a análise de comportamento passado e presente de uma determinada variável. Existe a necessidade de se incorporar, a cada momento, os dados verificados no lugar dos dados anteriormente calculados, para que o novo dado previsto já contenha a influência do último dado real. Como bem define Yim (2001, p. 33):

A previsão proposta por Box & Jenkins é realizada através de um processo iterativo onde, primeiro, é calculada a previsão de um período adiante para posterior utilização deste resultado no cálculo da previsão subsequente.

2.2 Pontos fortes e fracos dos métodos de análise propostos

Fabozzi (1995b) menciona a Estrutura a Termo de Taxas de Juros como mecanismo de ajuste dos preços de mercado de títulos. Alterando-se o Preço de Mercado, altera-se a *Yield do Maturity* do referido ativo. Como existem títulos com diversos prazos de vencimento, tanto públicos quanto privados, pode-se construir uma curva que caracterize o comportamento de uma série de títulos. Tal análise, porém, é cabível apenas na situação em que se tenha uma carteira contínua de títulos aplicados no mercado e que possam ser substituídos por outros, de características idênticas, quando vencerem.

Schmitt (1991) conclui sugerindo a necessidade de pesquisas mais detalhadas sobre as formas comportamentais da Estrutura Temporal das Taxas de Juros, tanto pela TEP quanto pela TPL, destacando alguns pontos para continuidade de pesquisa:

- a) existe uma forte rejeição, seja parcial ou total, da aplicabilidade da Teoria das Expectativas Puras por meio dos testes empíricos realizados;
- b) dada a variância comportamental verificada nas taxas ativas, a Curva de Taxas de Juros mostra padrões muito variados, caracterizando, até, uma certa volatilidade no seu estudo intertemporal. Independente de tal volatilidade, que sugere a possibilidade de um comportamento aleatório da *Yield Curve* no decorrer do tempo, o autor comenta que tal curva tende a se mostrar estável em determinados horizontes de análise;
- c) os modelos de análise através de preferência pela liquidez, estruturas de equilíbrio intertemporal dinâmico através da análise de arbitragem e técnicas de cálculo estocástico podem ser entendidos como os que melhor explicam o comportamento da estrutura temporal. O referido autor ainda destaca que vários outros autores sugerem que nenhum dos referidos modelos seria capaz de interpretar o processo dinâmico do comportamento das taxas de juros, ou seja, não seriam passíveis de aplicação plena;
- d) existe dificuldade em distinguir o que compõe a taxa de juros analisada, uma vez que ela espelha inflação, juros reais e prêmio de risco, além, é claro, das variáveis aleatórias que possam ocorrer;
- e) As taxas futuras, mostradas na análise da *Yield Curve*, conseguem prever apenas parcialmente as variações dos demais itens componentes do ambiente econômico em que ela é constituída. Tal ambiente é formado por itens como inflação, prêmios de risco, taxas de juros futuras e taxas à vista (*spot*) por um determinado período. O autor destaca que a capacidade de previsão de séries temporais aumenta com a ampliação do horizonte de tempo analisado;

- f) a incerteza comportamental, presente na referida análise do autor, demonstra a necessidade do desenvolvimento de instrumentos de Hedge e Derivativos (SWAPs, Contratos Futuros, Contratos a Termo), para que não ocorra exposição a situações imprevistas em um momento futuro. Caso as situações não ocorram, houve o pagamento do prêmio pelo risco assumido em momento anterior;
- g) mecanismos que permitam gestão efetiva de taxas de juros são necessários, no contexto econômico, pois a taxa de juros é fator preponderante nas decisões estratégicas de investimento (estrutura de capital, avaliação de ativos pelo seu fluxo de caixa, determinação de política monetária e fiscal dos países pelo uso de títulos de dívida, etc.).

A utilização da análise por ARIMA de Box e Jenkins mostra-se como uma alternativa interessante, pois busca a explicação de comportamento de uma variável através do seu comportamento histórico. Notadamente, para este estudo, o uso de tal método pode impor menos restrições que as de TEP e TPL, pois é utilizada apenas uma série de tempo para medir o comportamento futuro com um grau de confiança aceitável.

O uso de séries temporais para previsão de fatos econômicos e financeiros é bem explorada por Pankratz (1983) que enfatiza o uso de modelos univariados de Box e Jenkins. A referida obra ilustra a aplicação dos conceitos de ARIMA para projeção de cenários, inclusive financeiros, o que torna a proposta deste estudo fundamentada sob tal aspecto.

A análise por ARIMA é tomada como base para estudos financeiros e econômicos. Não se conseguiu verificar se tal método já foi utilizado para a amostra de pesquisa definido para este estudo.

O que se pretende é a verificação de sua aplicabilidade no estudo da série de títulos de dívida que possam ser utilizados como referência na análise de

precificação de ativos representados por financiamentos de longo prazo em moeda estrangeira.

A definição dos Universos de Pesquisa, os Testes pretendidos para TEP, TPL e UBJ-ARIMA, o método de comparação do grau de adequação de previsibilidade das metodologias utilizadas, bem como a caracterização dos universos de pesquisa explicados pelas três formas de análise, assim como as conclusões, serão detalhadas a seguir.

3 METODOLOGIA DOS TESTES DE APLICAÇÃO DE TEP, TPL E UBJ-ARIMA

Antes de verificar as seis hipóteses que serão testadas (definidas no Capítulo 1, Seção 1.3), cabe destacar que, na definição de Kerlinger (1979) “hipóteses são sentenças declarativas e relacionam, de alguma forma, variáveis e variáveis. Uma hipótese é um enunciado conjectural das relações entre duas variáveis”. Tal autor lista uma série de fatores que vêm demonstrar a importância da estipulação de hipóteses para um determinado estudo. Dentre eles, os fatores abaixo guardam forte relação com o que se propõe no presente estudo:

- a) hipóteses são “instrumentos de trabalho” da teoria;
- b) hipóteses podem ser testadas e julgadas como verdadeiras ou falsas;
- c) hipóteses incorporam a teoria em forma testável.

Köche (1997) define variáveis independentes como fatores determinantes de um resultado e variáveis dependentes como o efeito da manipulação da variável independente. O presente estudo trabalha com variáveis dependentes, representadas por taxas futuras de títulos de dívida (calculadas por TEP, TPL e UBJ-ARIMA), comparadas com variáveis independentes, representadas pelas taxas passadas verificadas. As curvas de títulos de dívida serão definidas em dois tipos:

- a) ETTJ do Brasil: referente aos Títulos de Dívida Pública do Brasil, medida em “nós” de tempo de 1 a 5 anos, disponibilizados pela Bloomberg L.P., e calculados com base na cesta de títulos com o perfil *option free* (sem o efeito de opções de compra e venda). Tais títulos são de emissão da República Federativa do Brasil, denominados em Dólar dos Estados Unidos e não constituem títulos originados pelo Plano Brady;
- b) ETTJ dos Estados Unidos: referente aos Títulos de Dívida Pública dos Estados Unidos, medida em “nós” de tempo de 1 a 5 anos,

disponibilizados pela Bloomberg L.P., e calculados com base na cesta de títulos com o perfil *option free* (sem o efeito de opções de compra e venda). Tais títulos são de emissão dos Estados Unidos da América, denominados em Dólar dos Estados Unidos.

A variável dependente que será analisada neste trabalho é a *Yield to Maturity* das amostras de títulos de dívida que serão listados. Este indicador mostra a rentabilidade anual de um título de dívida, medida em determinado instante de tempo, para o caso, em intervalos de medição chamados “nós” de 1, 2, 3, 4 e 5 anos.

Tais curvas serão utilizadas para que sejam definidos pontos de medida (ou “nós”) de resultado de comportamento das curvas que vierem a ser constituídas para a análise de TEP, TPL e UBJ-ARIMA. Cada uma das duas curvas (do Brasil e dos Estados Unidos) terá “nós” de medição comuns. Tais “nós”, que constituirão as duas ETTJ analisadas, serão testados para cada uma das três formas estudo citados.

É definida, neste capítulo, a metodologia de análise utilizada para o estudo de comportamento de Estruturas a Termo de Taxas de Juros (ETTJ) sob o enfoque teórico da Teoria das Expectativas Puras (TEP), Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL) e análise de Box e Jenkins de séries Auto-Regressivas Integradas à Média-Móvel (UBJ-ARIMA).

Inicialmente, na seção 3.1, é comentada a necessidade de estimação de Estruturas a Termo de Taxas de Juros para o uso prático de instituições financeiras, tanto pelo lado negocial de determinação de taxas de juros para suas operações ativas e passivas. Existe até a necessidade imposta pelo lado operacional de ajuste de exposição de taxas de juros imposta pelo Banco Central do Brasil – BACEN. Tal inclusão de referência na descrição metodológica deste estudo visa salientar a importância da busca de metodologia para estimação de uma ETTJ e ela está disposta no Apêndice “A” desta dissertação.

Logo após, na seção 3.2, é definida a amostra de pesquisa, com o detalhamento das fontes de dados das séries históricas de taxas que formam as ETTJ das duas amostras analisadas, o que é mostrado na seção 3.2.1, a qual define o uso das funções do sistema Bloomberg L.P., provedor de dados para o mercado financeiro internacional. Na seção 3.2.2 são definidos os “nós” de medição intertemporal para as duas amostras.

A partir da seção 3.3 as metodologias dos testes a serem aplicados para TEP, TPL e UBJ-ARIMA são detalhadas. A seção 3.3.1 mostra como os Testes de Hipótese para TEP foram realizados, assim como a seção 3.3.2 para TPL e a seção 3.3.3 para UBJ-ARIMA.

A seção 3.4 apresenta a forma de comparação entre taxas estimadas e taxas verificadas nos “nós” temporais para a ETTJ Brasil e ETTJ Estados Unidos. Os testes empregados foram sugeridos por Almeida, Duarte Júnior e Fernandes (2005). Para cada modelo de estipulação de taxas ativas serão determinados indicadores de eficiência (entendidos como o poder de estabelecimento da mínima diferença entre valores projetados e reais), de acordo com o estudo de Santos (1997), com o uso dos testes definidos nas seções 3.3.1, 3.3.2 e 3.3.3.

3.1 As estruturas a termo de taxas de juros (ETTJ): utilização no mercado financeiro

A definição de uma Estrutura a Termo de Taxas de Juros, conforme inicialmente disposto no Capítulo 1, é de fundamental importância para o mercado financeiro na definição de políticas que regem o comportamento de captação e de aplicação de recursos. Como foi visto no Capítulo 2, há várias formas de estipulação de comportamento de tal variável, assim como sua aplicação no ambiente financeiro, comercial e regulador (representado pelos órgãos de fiscalização e controle governamentais de tal ambiente).

A regulamentação proposta por organismos de controle, conforme detalhado no Apêndice “A” e nos Anexos “A” e “B” do presente estudo, justifica a busca de instrumentos científicos que proporcionem a caracterização de uma ETTJ em diversos ambientes e em diversos instantes de tempo.

No mercado financeiro existe a necessidade de tomada de recursos de longo prazo por parte de alguns agentes, assim como existe a necessidade de empréstimo de recursos por parte dos agentes financeiros. Dessa forma a projeção de ETTJ se faz uma tarefa interessante para os dois agentes: tanto para os devedores quanto para os credores.

Na busca de recursos para prazos superiores a um período de um ano, o fator risco de mercado passa a assumir um papel importante para a formação do preço ou taxa ativa de uma operação de crédito. Tanto agentes financeiros localizados em sistemas econômicos estáveis (como os Estados Unidos), quanto aqueles localizados em sistemas menos estáveis (como o Brasil), principalmente sob a ótica do longo prazo, passam a procurar mecanismos de precificação. A comparação de universos de pesquisa se faz necessária, portanto, quando se busca a aplicação de mecanismos de formação de taxas de juros no tempo.

3.2 Definição da amostra de pesquisa

No intuito de pesquisar instrumentos de medição de taxas de juros ativas em ambientes de negócio diferenciados buscou-se comparar taxas ativas que representassem riscos de dois tipos de ambiente: um ambiente estável e um instável. Para o primeiro foi caracterizado como emissor os Estados Unidos e para o segundo, o Brasil. Todos os emissores têm títulos negociados no mercado internacional, em uma moeda comum, o Dólar dos Estados Unidos. Todos têm títulos distribuídos no tempo, somente sendo clara a inferior quantidade de títulos

negociados para o Brasil. Esta proposta de amostra de pesquisa foi orientada pela busca de pontos de medição comuns para as duas amostras, sem a definição específica de um título que caracterizasse cada um dos pontos de medição.

Buscou-se uma amostra de pesquisa que propiciasse tal possibilidade de tratamento de informação, a qual é detalhado a seguir.

3.2.1 As ETTJ do Brasil e dos Estados Unidos no sistema Bloomberg

Uma vez que se buscou a análise de uma ETTJ que representasse os pontos de medição (1 a 5 anos) nos dois universos de pesquisa (Brasil e Estados Unidos) utilizou-se o sistema Bloomberg L.P., o qual disponibiliza ferramentas eletrônicas de análise de títulos de dívida de diferentes perfis.

Dentre as ferramentas disponibilizadas, existem índices de medição de ETTJ em prazos específicos. Cada ETTJ é derivada das taxas ativas de títulos de dívida de determinado emissor, através da *Yield to Maturity* ou YTM (Taxa até o Vencimento) dos referidos títulos. Tal sistema interpola pontos de medição da YTM verificada e distribui esta curva média em pontos de medição específicos.

Dessa forma, torna-se possível a análise do comportamento de um “nó” específico de um ETTJ durante um determinado período de tempo, sem depender da análise isolada de um título específico.

Tal ferramenta que foi utilizada mostra uma outra peculiaridade que é a generalização de uma taxa, em um determinado prazo específico de medição, ou “nó” sem depender da existência de um título específico, ou seja, tal curva é atualizada, a cada momento, com a entrada de algum novo título e/ou a saída de um título vencido, liquidado ou sem negociações verificadas.

A seguir são mostradas duas descrições oferecidas pelo sistema Bloomberg L. P., uma do “nó” de um ano dos Títulos Soberanos do Brasil e outra referente ao mesmo “nó” para Títulos Soberanos dos Estados Unidos.

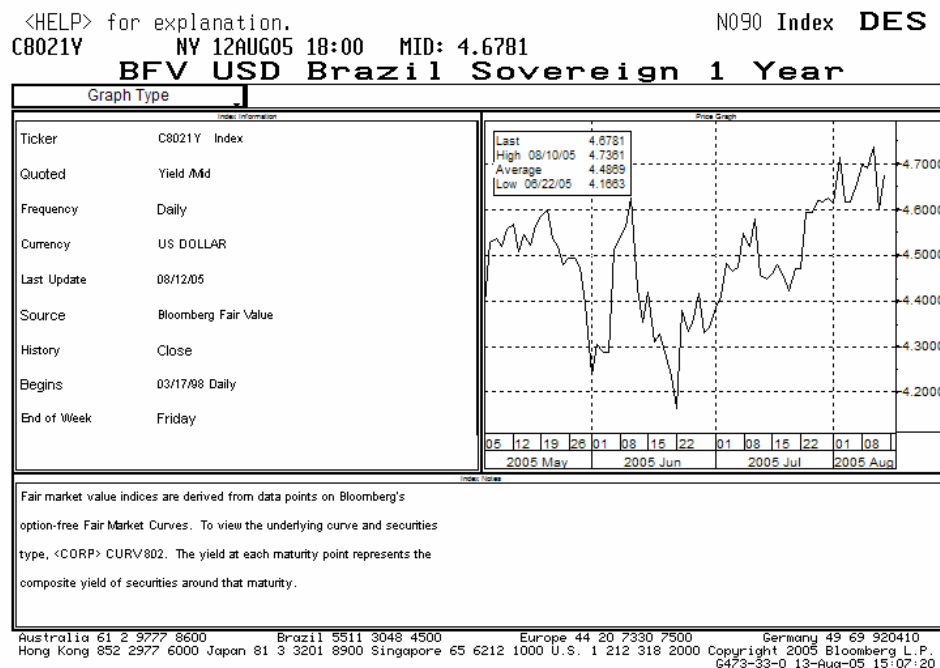


Figura 4 - Descrição do “nó” de 1 ano da Taxa de Risco Soberano do Brasil
 Fonte: Bloomberg L. P., em 13.08.2005

Notam-se as observações de disponibilidade de dados, a especificação de dado que se refere ao *closing price*, ou seja, preço de fechamento do(s) título(s) que auxiliaram na construção do referido nó da ETTJ do Brasil, bem como moeda de negociação, frequência de medição e condicionante *option free* (livre de opções), o que permite a caracterização de uma taxa ativa até o vencimento dos títulos que auxiliaram na construção das taxas, no tempo, do referido “nó” de um ano.

Tem-se o mesmo processo de análise para os nós de 2, 3, 4 e 5 anos do Brasil, bem como para os Estados Unidos, conforme figura descritiva do “nó” de um ano a seguir.

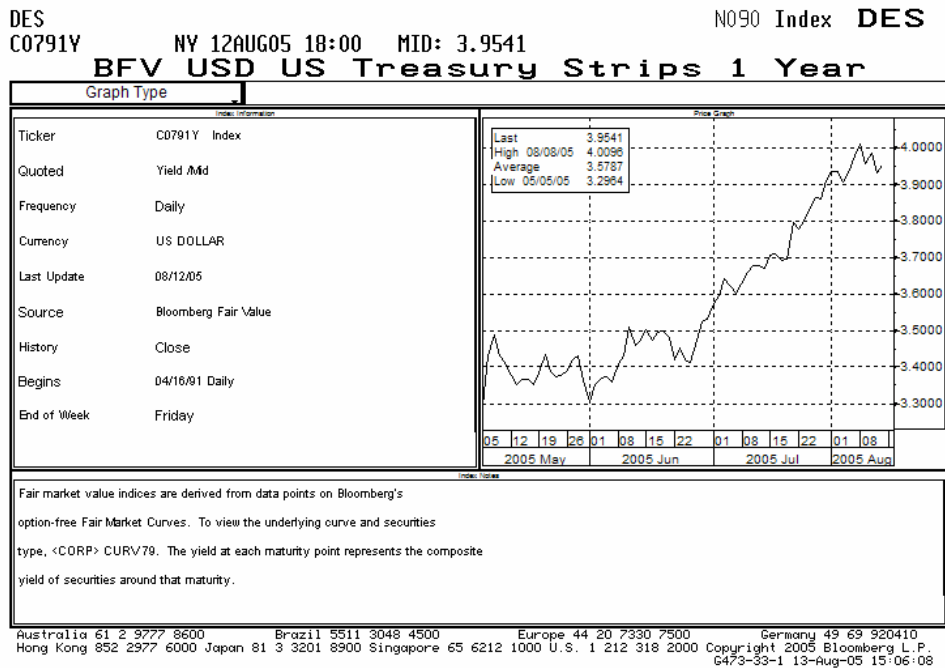


Figura 5- Descrição do “nó” de 1 ano da Taxa de Risco Soberano dos Estados Unidos
Fonte: Bloomberg L. P., em 13.08.2005

3.2.2 Definição dos pontos de medida das ETTJ nos universos analisados

Visando constituir uma base de dados historicamente relevante e que permitisse uma correta visão de ETTJ para os dois universos de pesquisa analisados, foi feita a definição de um horizonte de medida de séries temporais com as seguintes características:

- data de início das medições: 12.05.2000;
- data de término das medições: 06.05.2005;
- freqüência das medições: semanal;
- “nós” de medição para o Brasil no sistema Bloomberg L.P.:
 - para 1 ano a função C8021Y Index,
 - para 2 anos a função C8022Y Index,
 - para 3 anos a função C8023Y Index,
 - para 4 anos a função C8024Y Index, e

- para 5 anos a função C8025Y Index.
- e) “nós” de medição para os Estados Unidos no sistema Bloomberg L.P.:
- para 1 ano a função C0791Y Index,
 - para 2 anos a função C0792Y Index,
 - para 3 anos a função C0793Y Index,
 - para 4 anos a função C0794Y Index e
 - para 5 anos a função C0795Y Index.

Os Apêndices “B” e “C” do presente estudo ilustram os dados verificados e mostram gráficos ilustrativos das séries históricas representadas pelos dois universos de pesquisa acima descritos.

3.3 Metodologia dos testes a serem aplicados

De acordo com Almeida, Duarte Júnior e Fernandes (2005), os quais utilizaram curvas de taxas de juros representadas por títulos da dívida pública brasileira negociados no exterior (englobando-se os chamados *bradies* e os *globals*), pôde ser fundamentada a utilização do método de *Value at Risk* em duas determinadas carteiras de títulos brasileiros de dívida pública negociados no exterior.

Almeida, Duarte Júnior e Fernandes (2005, p. 2), comentam a necessidade de estruturas a termo:

A medida de risco de mercado mais utilizada é o Value at Risk, baseado na distribuição de perdas-ganhos da carteira sob análise. A estimação desta distribuição requer, no entanto, a estimação prévia da distribuição das estruturas a termo das taxas de juros. Uma possibilidade interessante para a estimação da distribuição das estruturas a termo das taxas de juros é efetuar uma decomposição da função de spread em uma combinação linear de Polinômios de Legendre.

Os referidos “Polinômios de Legendre” não serão utilizados no presente estudo, uma vez que o artigo comentado acima prevê análises ponderadas por características de remuneração dos títulos em uma determinada quantidade de títulos (através do valor monetário utilizado para a compra de cada um deles) alocada em duas carteiras diferentes do mesmo perfil de emissor.

A presente dissertação busca a análise da ETTJ para duas carteiras de diferentes perfis de emissor.

Há de se ressaltar, porém, que o artigo de Almeida, Duarte Júnior e Fernandes (2005) colaborou com a fundamentação necessária para a medida de desempenho de uma carteira no decorrer do tempo, sugerindo a medida de valor da mesma em instantes diferenciados.

Houve, portanto, uma diferenciação básica entre a determinação de valores alocados em uma carteira (sugerida por aqueles autores) e a criação de carteiras diferenciadas, com vários títulos, medindo-se seu resultado apenas em termos de *Yield to Maturity* em cada ponto pré-definido da curva de cada carteira.

Basicamente, o presente estudo prevê a construção das curvas de taxas de juros em determinados instantes de tempo (ou os “nós” citados nos itens anteriores).

Para cada “nó” será medido seu comportamento em instantes passados e serão projetados resultados para instantes futuros. Estas medidas serão confrontadas com dados verificados em outros instantes.

Os instantes de medição, bem como as suas características, foram detalhados na subseção 3.2.2 deste estudo.

3.3.1 Testes de hipótese para TEP

A Teoria das Expectativas Puras (TEP) foi testada nos dois universos de análise (Brasil e Estados Unidos) através da comparação das taxas projetadas.

Tais taxas foram as correspondentes às verificações de YTM em cada “nó” de medição de 1, 2, 3, 4 e 5 anos (ou nos instantes denominados D1, D2, D3, D4 e D5), em 52 medições semanais, de 12.05.2000 a 04.05.2001, partindo-se do princípio de se comparar os resultados observados nas seguintes situações:

- a) “nó” de 2 anos: se, quem aplicou em D0 até D2, obteve algum prêmio médio em relação àquele que aplicou em D0, resgatou em D1 e reaplicou em D1 até D2;
- b) “nó” de 3 anos: se, quem aplicou em D0 até D3, obteve algum prêmio médio em relação àquele que aplicou em D0, resgatou em D1, reaplicou em D1, resgatou D2 e reaplicou em D2 até D3;
- c) “nó” de 4 anos: se, quem aplicou em D0 até D4, obteve algum prêmio médio em relação àquele que aplicou em D0, resgatou em D1, reaplicou em D1, resgatou D2, reaplicou em D2, resgatou em D3 e reaplicou em D3 até D4;
- d) “nó” de 5 anos: se, quem aplicou em D0 até D5, obteve algum prêmio médio em relação àquele que aplicou em D0, resgatou em D1, reaplicou em D1, resgatou D2, reaplicou em D2, resgatou em D3, reaplicou em D3, resgatou em D4 e reaplicou em D4 até D5.

Partindo-se da hipótese de que a TEP fosse de plena aplicação, não haveria a verificação de prêmios nas situações acima mencionadas. Para verificar as taxas efetivas de cada período, foram feitas as reduções das taxas superiores a 1 ano, conforme detalhado a seguir. Resumidamente, ao se aplicar o conceito de re-aplicação de recursos, tem-se que um agente pode aplicar seus recursos por dois anos. Primeiramente, ele pode aplicar por dois anos de maneira única:

$$FV_2 = PV_0 \times (1 + i_{2,0})^2$$

Ou, o mesmo agente, pode aplicar por um ano e reaplicar por mais outro ano um ano à frente:

$$FV_2 = PV_0 \times (1 + i_{1,0}) \times (1 + i_{f1,1})$$

Pela TEP haveria a igualdade e não haveria prêmios conforme os verificados:

$$i_{f1,1} = \frac{(1 + i_{2,0})^2}{(1 + i_{1,0})} - 1$$

A TEP sugere, se aplicada, a igualdade:

$$i_{f1,1} = i_{1,1}$$

Esta igualdade foi testada através dos testes de eficiência de modelos projetados, definidos por Santos (1997) e o resultado, para cada universo analisado, dentro dos prazos assumidos, está disposto na subseção 4.1.1 deste estudo.

3.3.2 Testes de hipótese para TPL

A partir do princípio de que um agente investidor de recursos por um prazo superior a um ano requer um prêmio pela indisponibilidade de recursos e que este prêmio é crescente, quanto maior for seu prazo de exposição, assumiu-se a análise de aplicabilidade da TPL a partir das medições dos erros resultantes verificados nos testes de TEP.

Tais erros de medição têm seu resultado mostrado nas Tabelas 3 e 4 deste estudo e serviram de base para verificar se existe um fator de prêmio crescente com o tempo e se o mesmo pode ser previsto pelo erro médio verificado em um determinado período de tempo.

Verifica-se o prêmio pela liquidez, ou seja, o mercado não prevê em um determinado instante, a taxa que será vigente daqui a outro instante pelo mesmo prazo, ou seja, deixa de valer a condição de igualdade de oportunidade de investimento. Ou seja:

$$(1+i_{2,0})^2 = (1+i_{1,0}) \times (1+i_{f,1} + L),$$

onde L é o Prêmio pela Liquidez.

A princípio, a TPL pode ser aceita, cabendo, apenas, uma análise de seu comportamento nos instantes de medição de 2, 3, 4 e 5 anos nos dois universos de pesquisa, em 52 medições semanais, de 12.05.2000 a 04.05.2001. Ou seja, foi feita a busca de uma determinada constância no Prêmio pela Liquidez Anualizado, durante o tempo, de modo a ser possível a sua previsão para os referidos nós das amostras e sua caracterização como prêmio projetado.

A partir daí, realizaram-se os testes de eficiência de modelos projetados definidos por Santos (1997).

Resta saber se o erro das amostras de Prêmio pela Liquidez Anualizado, em um determinado período, fica muito afastado de sua média, pois, dessa forma observa-se a não aplicabilidade da teoria. Foi feita a análise de cada Prêmio Anualizado Verificado e sua distribuição para cada nó de medição de 2, 3, 4 e 5 anos para cada universo de pesquisa. Esta premissa referente ao Prêmio pela Liquidez foi testada e o resultado, para cada universo analisado, está disposto na subseção 4.1.2 deste estudo.

3.3.3 Testes de hipótese para UBJ-ARIMA

Para testar a modelagem ARIMA de Box e Jenkins, foram determinados os instantes de medição das taxas verificadas nos “nós” de 2, 3, 4 e 5 anos das ETTJ de títulos públicos do Brasil e dos Estados Unidos.

Os instantes de medição em cada “nó” utilizados para o teste de UBJ-ARIMA são diferentes daqueles utilizados para TEP e TPL, pois se partiu do princípio de análise de um comportamento histórico passado que gerasse um modelo comportamental futuro que pudesse ser comparado com dados verificados no mercado.

Assim, foram realizadas 230 medições semanais para os quatro “nós” das duas ETTJ, a partir dos quais foi construído o modelo que explicasse cada um deles. Tais nós são as taxas semanais de fechamento dos “nós”, detalhados nas subseções 3.2.2. “d” e 3.2.2. “e” deste estudo e medidos de 12.05.2000 até 01.10.2004.

As estimativas, ao gerar modelos descritivos de cada curva, tiveram a comparação de seus valores, de 08.10.2004 até 06.05.2005, com os valores verificados no mercado, situação que propiciou os testes de eficiência dos modelos UBJ-ARIMA. Foram testados, portanto, 31 amostras projetadas para cada “nó” de cada ETTJ (Brasil e Estados Unidos).

Para a estimação de cada nó, foi feita a análise da taxa nominal de cada período, ou seja, procurou-se analisar o comportamento de cada uma das variáveis de forma independente.

Basicamente, a avaliação de cada nó seguiu uma seqüência de análise verificada nas referências bibliográficas da modelagem ARIMA, com destaque para

Fava (2000), *apud* Vasconcellos e Alves (2000) e Gujarati (2000). Tal seqüência, realizada através do *software* Minitab, consistiu em :

- a) realização do teste de estacionariedade da série temporal, onde se procurou determinar o coeficiente de integração “I” para cada série, a partir da análise da Função de Auto-Correlação (FAC) e as sucessivas diferenciações necessárias. Estabeleceu-se, portanto, quantos *lags* seriam necessários para que a série fosse estacionária e obteve-se um primeiro indicativo do coeficiente de integração “I” para a referida série;
- b) a partir de um modelo estacionário, realização de testes individuais em cada uma das variáveis analisadas iniciando-se pelo princípio da simplicidade mostrado pelos autores de referência, ou seja, a partir de um modelo estacionário, testaram-se os coeficientes “p” e “q” em ordem crescente (1,d,0), (0,d,1), (1,d,1) e assim por diante. A escolha do melhor modelo para cada “nó” se deu com os resultados do *software* Minitab que indicassem os coeficientes “p” e “q” com maior grau de confiança, ou seja, que tivessem um “P” estatístico mais próximo de zero, gerando confiança na projeção;
- c) análise descritiva de cada modelo, com gráficos, tabelas e observações que representam:
 - a seqüência de séries medidas e projetadas por ARIMA;
 - ACF dos resíduos da amostra,
 - PACF dos resíduos da amostra,
 - histograma de distribuição dos resíduos para estimação de normalidade,
 - distribuição da Probabilidade Normal para os resíduos,
 - resíduos relacionados com Valores verificados,
 - resíduos distribuídos pela ordem de verificação dos Valores,
 - comparação gráfica e por tabela de valores estimados pelo modelo ARIMA e os realmente verificados, e

- equação final do modelo estimado, com a observação dos coeficientes de integração necessários para o modelo.

d) testes de eficiência de modelos projetados, definidos por Santos (1997).

Os dados históricos de cada “nó” dos dois universos analisados, bem como toda a descrição de análise e modelagem ARIMA para eles, estão dispostos no Apêndice “F”. Os resultados dos testes, para cada universo analisado está disposto na subseção 4.1.3 deste estudo.

3.4 Comparação das metodologias

A análise comparativa deste estudo tem como premissa o teste de eficiência entre os resultados projetados pelos modelos de avaliação definidos (TEP, TPL e UBJ-ARIMA) e os resultados verificados das referidas séries temporais.

O ferramental analítico de eficiência de séries históricas projetadas em relação às séries históricas verificadas em determinada amostra foi baseado em Santos (1997). A tese do referido autor define uma amostra de previsão um passo adiante que resulta em uma série temporal do tipo:

$$\hat{f}_{t+1} | I_t, \hat{f}_{t+2} | I_{t+1}, \hat{f}_{t+3} | I_{t+2}, \dots, \hat{f}_{t+n} | I_{t+n-1}.$$

Tal série, obtida por determinado método, deve ser comparada com os valores da série verificada:

$$X_{t+1}, X_{t+2}, X_{t+3}, \dots, X_{t+n}.$$

A avaliação do poder de previsão de cada série poderia ser feita de forma gráfica, comparando-se f_{t+1} com x_{t+1} , o que foi considerado ineficaz por Santos (1997). Ele considera que o valor previsto, um passo a frente, seja diferente do valor realizado, verificando-se o seguinte:

$$x_{t+1} = f_{t+1} + e_{t+1},$$

onde e_{t+1} foi considerado como o erro de previsão, o que determina

$$Var(x_{t+1}) = Var(f_{t+1}) + Var(e_{t+1}),$$

e a partir da propriedade de que e_{t+1} é considerado um ruído branco com média zero, não correlacionado com f_{t+1} , o comportamento das variâncias resultaria no seguinte:

$$Var(x_{t+1}) > Var(f_{t+1}),$$

o que mostra que existirá uma variância diferente para cada uma das amostras (a real e a projetada). Logo a análise gráfica, *per se*, não é uma forma ilustrativa adequada para a comparação que se pretende fazer para os universos de dados reais comparados com os universos estipulados por TEP, TPL e UBJ-ARIMA.

Entendendo-se que a análise gráfica busca mostrar a distância geométrica da série de dados real com a série de dados projetada, pode-se estabelecer que tal distância determina o erro de previsão de determinada metodologia. O erro de previsão e_t é o resultado da diferença entre o projetado f_t e o real x_t . Dessa forma tem-se o seguinte:

$$e_t = f_t - x_t.$$

Assim, como define Santos (1997), as formas de análise mais adequadas para o tipo de estudo pretendido (basicamente a comparação do poder de estabelecer a mínima diferença entre o projetado f_t e o real x_t em uma amostra de “n” dados) são as seguintes:

a) MAE ou *Mean Absolute Error* (Erro Absoluto Médio), definida como:

$$MAE = \frac{\sum_{t=1}^n |e_t|}{n}$$

b) MAPE ou *Mean Absolute Percent Error* (Erro Absoluto Percentual Médio), definida como:

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \left(\frac{|e_t|}{x_t} \right)}{n}$$

c) RMSE ou *Root Mean Square Error* (Raiz do Erro Quadrático Médio), definida como:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n}}$$

d) RMSPE ou *Root Mean Square Percent Error* (Raiz do Erro Quadrático Percentual Médio), definida como:

$$RMSPE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n \left(\frac{e_t}{x_t} \right)^2}{n}}$$

Cada uma das quatro formas de análise de erro propostas (MAE, MAPE, RMSE e RMSPE) deverá ser aplicada a cada universo de pesquisa (Título Público do Brasil e Título Público dos Estados Unidos) dentro das três formas de análise de previsão (TEP, TPL e UBJ-ARIMA), para cada “nó” de medição anteriormente determinado, de modo a ser obtido um quadro comparativo de resultados, para cada uma das formas de previsão.

Santos (1997) utiliza medidas de acurácia e buscou-se tal aplicação no presente estudo. Acurácia está ligada às previsões de volatilidade mas buscou-se sua aplicação no estudo de comportamento de ETTJ. Podem ser realizadas, também, medidas de viés, o que não foi foco na análise proposta neste estudo.

4 RESULTADOS VERIFICADOS NOS TESTES DE TEP, TPL E UBJ-ARIMA

Nesta parte do estudo será promovida a comparação dos resultados obtidos sob as três formas de análise nos dois universos de pesquisa anteriormente listados.

4.1 Os testes de hipótese de eficiência da utilização de TEP, TPL e UBJ-ARIMA

Foram feitas pesquisas nas séries históricas da *Yield to Maturity* dos “nós” de medição de 2, 3, 4 e 5 anos listados na subseção 3.2.2. A partir dos dados levantados, aplicou-se o disposto nas subseções 3.3.1, 3.3.2 e 3.3.3 para a constituição dos universos de pesquisa, obtendo-se valores projetados que foram comparados com os valores verificados, conforme descrito na seção 3.4.

Os resultados e os comentários são expostos a seguir, e, para uma verificação mais detalhada e ilustrações, optou-se pela sua disponibilidade nos Apêndices “B”, “C”, “D”, “E” e “F”, conforme anteriormente disposto.

4.1.1 Verificações da análise por TEP

A partir do segundo ano já se verificou a existência de um erro na aplicação da notação característica da TEP, para cada um dos quatro nós das ETTJ do Brasil e dos Estados Unidos analisados.

As taxas projetadas em instantes anteriores não se verificaram em instantes posteriores, o que sugere um diferencial pela liquidez, ou seja, o agente que aplica recursos em um instante, para recebê-lo em um instante futuro, requererá um prêmio maior, quanto maior o tempo de exposição, independentemente no país em análise.

De acordo com a análise de Santos (1997), buscou-se listar as medidas MAE, MAPE, RMSE e RMSPE para cada um dos “nós” de tempo projetados, para o universo Brasil e Estados Unidos.

Caso se fizessem projeções anuais por TEP, seria observado o seguinte perfil de amostra de erros, em medidas anuais, repetidas em horizontes de tempo de 2, 3, 4 e 5 anos, conforme Tabela 2:

Tabela 2- Comparação de Erros para TEP

		Nós de Medição (M=meses)						
Projeção BRASIL	Medidas de Erro e Amostra (n)	24 M	36 M	48 M	60 M	Minimo	Médio	Máximo
	MAE	20,3862%	33,6767%	62,0255%	68,6170%	20,3862%	46,1763%	68,6170%
	MAPE	9,7403%	15,6676%	31,7550%	37,8254%	9,7403%	23,7471%	37,8254%
	RMSE	22,1250%	41,4037%	63,8090%	69,0446%	22,1250%	49,0956%	69,0446%
	RMSPE	10,6366%	19,7374%	32,8361%	38,2331%	10,6366%	25,3608%	38,2331%
	n	52	52	52	52			

		Nós de Medição (M=meses)						
Projeção EUA	Medidas de Erro e Amostra (n)	24 M	36 M	48 M	60 M	Minimo	Médio	Máximo
	MAE	35,7316%	69,5718%	93,9736%	91,7939%	35,7316%	72,7677%	93,9736%
	MAPE	27,6440%	71,9044%	121,4468%	113,4479%	27,6440%	83,6108%	121,4468%
	RMSE	36,5484%	70,2362%	94,2271%	91,9618%	36,5484%	73,2434%	94,2271%
	RMSPE	28,9139%	75,0120%	124,4627%	113,9415%	28,9139%	85,5825%	124,4627%
	n	52	52	52	52			

Fonte: O autor.

É interessante notar que a amostra de pontos de medição dos Estados Unidos mostra erros mais acentuados que os apresentados pelos pontos de medição do Brasil, nas 52 semanas analisadas a cada ano, decorrente do efeito de pequenas alterações nominais de projeção sobre um valor nominal médio menor nas taxas dos Estados Unidos quando comparado às taxas do Brasil, sob o mesmo efeito.

Tanto para a amostra do Brasil quanto para a amostra dos Estados Unidos, as Medidas de Erro Mínimo ficam relacionadas ao menor horizonte de projeção, representado pelos nós temporais de 24 meses.

Com o aumento de tempo de previsão, existe um aumento crescente dos erros medidos por MAE, MAPE, RMSE e RMSPE nas duas amostras, excetuando-se os valores projetados de prêmio para os Estados Unidos relativos a 60 meses, quando comparados com os resultados de 48 meses para tal amostra.

Esta observação vem de encontro com o analisado na bibliografia de referência deste estudo, quando se reitera a confiança do investidor nos títulos de longo prazo dos Estados Unidos e a utilização das taxas de curto prazo como fator de ajuste de expectativas de retorno.

Comparou-se um conjunto de 52 amostras semanais com taxas anualizadas a partir de 12.05.2000, com 52 amostras semanais com taxas anualizadas de 24 meses, 36 meses, 48 meses e 60 meses adiante.

Conclui-se, portanto, a dificuldade de comprovação de TEP nas amostras de dados analisadas nesta pesquisa.

Sugere-se o prêmio pela liquidez, ou seja, o mercado não prevê em um determinado instante, a taxa que será vigente daqui a outro instante pelo mesmo prazo, ou seja, deixa de valer a condição de igualdade de oportunidade de investimento. Uma análise de viés pode auxiliar tal conclusão.

No Apêndice “D” do presente estudo podem ser verificados os dados e os gráficos que sintetizam esta análise.

4.1.1.1 Resultados para a ETTJ do Brasil analisada por TEP

A Tabela 3 ilustra os dados resumidos referentes às medições realizadas de acordo com o estipulado na subseção 3.3.1 para a amostra de dados referentes a amostras semanais, por intervalos de 52 semanas.

Tabela 3- Erros de Medição Verificados por TEP na Curva Brasil

Erro	Erros (Projetado - Real) Anualizados = Prêmio % a.a.			
	Prazos de Verificação			
	2 anos	3 anos	4 anos	5 anos
Médio	0,2039	0,3264	0,6203	0,6862
Máximo	0,4310	0,7675	0,9540	0,8476
Mínimo	0,0216	-0,0993	0,4016	0,4952

Fonte: O autor.

Observa-se crescimento da média dos prêmios anualizados. O comportamento dos valores máximos e mínimos não guarda coerência. No comportamento do máximo, existe queda no longo prazo, incoerente com expectativas de longo prazo para Brasil e no comportamento mínimo existe um fluxo de prêmio negativo do segundo para o terceiro ano. Os quatro “nós” da ETTJ do Brasil não conseguem ser explicados por TEP.

4.1.1.2 Resultados para a ETTJ dos Estados Unidos analisada por TEP

A Tabela 4 ilustra os dados resumidos referentes às medições realizadas de acordo com o estipulado na subseção 3.3.1 para o universo de dados referentes a amostras semanais, por intervalos de 52 semanas.

Observa-se uma queda no prêmio de 4 para 5 anos, coerente com o que se verifica nos Estados Unidos, quando se tem baixo risco no Longo Prazo. Os quatro “nós” da ETTJ dos EUA não conseguem ser explicados por TEP.

Tabela 4- Erros de Medição Verificados por TEP na Curva EUA

Erros (Projetado - Real) Anualizados = Prêmio % a.a.				
Prazos de Verificação				
Erro	2 anos	3 anos	4 anos	5 anos
Médio	0,3573	0,6957	0,9397	0,9179
Máximo	0,5217	0,9021	1,1144	1,0631
Mínimo	0,2418	0,5339	0,8150	0,8147

Fonte: O autor.

4.1.2 Verificações da análise por TPL

Nesta parte do estudo, foi buscada a análise de comportamento das diferenças entre valores projetados e verificados por TEP, anteriormente mostrados de forma resumida nas Tabelas 3 e 4.

Foi feita a análise de cada Prêmio Anualizado Verificado e sua distribuição para cada nó de medição de 2, 3, 4 e 5 anos para cada universo de pesquisa. A Figura 6, a seguir, mostra a análise realizada para o comportamento do erro (diferença entre o valor projetado e o verificado por TEP) no “nó” de 2 anos para o Brasil. Foram feitas as mesmas análises para os nós de 2, 3, 4 e 5 anos dos dois universos de pesquisa, utilizando-se o *software* Minitab.

Recorrendo à análise de Santos (1997), para testar o comportamento dos erros, obteve-se o resultado mostrado na Tabela 5, caso se fizessem projeções anuais por TPL, nas mesmas medidas anuais, repetidas em horizontes de tempo de 2, 3, 4 e 5 anos. Foi utilizada a mesma base de dados da TEP.

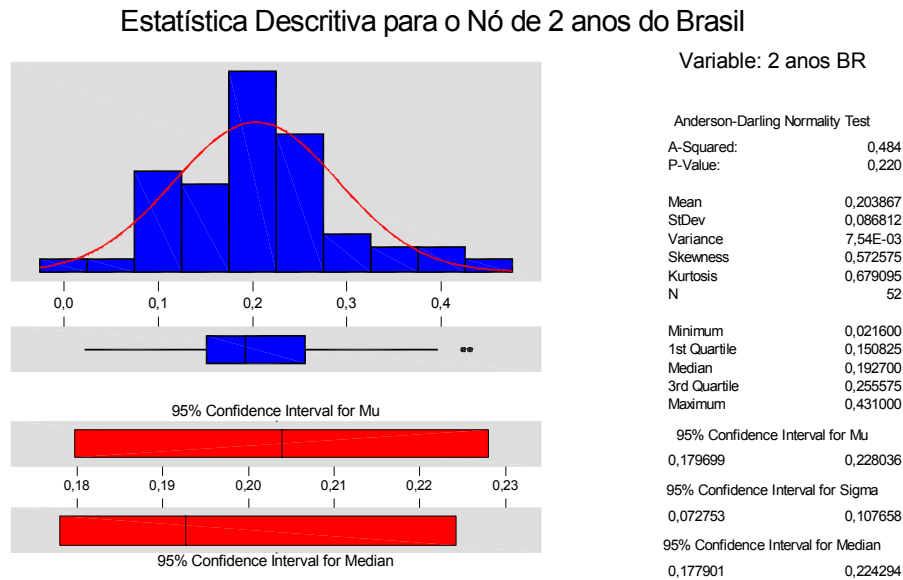


Figura 6- Análise do Erro do “Nó” de 2 anos para o Brasil
 Fonte: O autor via *software* Minitab

Ao se analisar o resultado, percebe-se um alto grau de variação do Prêmio pela Liquidez Anualizado nas duas amostras.

Caso houvesse a assunção da média como comparativo para cada nó, ou seja, se fosse estimado um nó médio como parâmetro de verificação de TPL, o resultado de MAE, MAPE, RMSE e RMSPE seria o ilustrado na Tabela 5.

Ou seja, o erro projetado por TPL, seria um erro a ser considerado além do erro anteriormente ao observado nos testes de TEP.

Pela média dos dados analisados, observa-se, na essência, a formulação dos conceitos de TPL, com o uso dos prêmios médios crescentes no tempo. A projeção dos referidos prêmios, para os nós de medição determinados nas duas amostras não se mostrou muito útil e não guardou coerência nas projeções futuras,

uma vez que a variação dos prêmios é relativamente alta nas amostras anuais de cada nó de cada universo de pesquisa (Brasil e Estados Unidos).

Tabela 5- Comparação de Erros dos Prêmios Projetados para TPL

		Nós de Medição (M=meses)						
Projeção BRASIL	Medidas de Erro e Amostra (n)	24 M	36 M	48 M	60 M	Mínimo	Médio	Máximo
	MAE	4,9574%	13,2938%	7,6304%	5,2665%	4,9574%	7,7870%	13,2938%
	MAPE	2,3296%	5,9324%	3,9141%	2,9092%	2,3296%	3,7714%	5,9324%
	RMSE	6,3477%	15,5639%	8,7470%	6,2687%	6,2687%	9,2318%	15,5639%
	RMSPE	2,9516%	7,0226%	4,5256%	3,5024%	2,9516%	4,5006%	7,0226%
	n	52	52	52	52			

		Nós de Medição (M=meses)						
Projeção EUA	Medidas de Erro e Amostra (n)	24 M	36 M	48 M	60 M	Mínimo	Médio	Máximo
	MAE	7,1060%	3,2569%	4,1710%	5,6604%	3,2569%	5,0486%	7,1060%
	MAPE	5,3261%	3,3472%	5,0696%	6,9520%	3,3472%	5,1737%	6,9520%
	RMSE	8,3374%	3,8140%	5,1862%	6,4462%	3,8140%	5,9460%	8,3374%
	RMSPE	6,3482%	4,0427%	6,1120%	7,8959%	4,0427%	6,0997%	7,8959%
	n	52	52	52	52			

Fonte: O autor.

Um outro fator a ser analisado para os casos das ETTJ do Brasil e dos Estados Unidos é a irregularidade e falta de coerência nas Variâncias Observadas nos 4 nós de medição dos dois universos. Uma vez que a TPL presume prêmios crescentes quanto maior for o tempo de exposição ao risco (verificado pelo erro crescente nos nós de medição das duas amostras), não fica observado um outro fator de risco, medido pela variância de erro a cada nó, como pode ser verificado nas subseções 4.1.2.1 e 4.1.2.2, a seguir.

Conclui-se, portanto, a dificuldade de aplicação de TPL nos universos de dados analisados nesta pesquisa, conforme demonstrado nas subseções 4.1.2.1 e 4.1.2.2, pois não existe normalidade do Prêmio pela Liquidez. No Apêndice “E” do

presente estudo podem ser verificados os dados e os gráficos que sintetizam esta análise.

4.1.2.1 Resultados para a ETTJ do Brasil analisada por TPL

A Tabela 6 mostra a Variância dos Erros de Medição nos Nós, para a curva do Brasil:

Tabela 6- Variância dos Erros dos Prêmios Projetados por TPL - Brasil

Variância dos Erros de Medição nos Nós			
Prazos Analisados			
2 anos	3 anos	4 anos	5 anos
0,7537%	6,6159%	2,2883%	0,6002%

Fonte: O autor.

Esta análise fica corroborada pela aderência ao nível de confiança mínimo de 95% da amostra representada pelos erros de medição. Fazendo-se a análise pelo intervalo de valores que representasse 95% da amostra, conforme notação abaixo, de acordo com Bussab (1988):

$$IC(\theta : 95\%) = \bar{y} \pm t \frac{S_e}{\sqrt{n}}$$

onde:

\bar{y} = Média da Amostra

t = Coeficiente “t” de Student para o grau de confiança
(no caso, 1,96 para 95% de confiança)

S_e = Desvio Padrão da amostra

n = número de semanas da amostra

A situação do universo de dados do Brasil ficaria assim demonstrada, de acordo com a Tabela 7, para 52 semanas (n=52), caracterizando-se a não normalidade de distribuição dos erros, os quais representam, nesta análise o coeficiente “L” característico do prêmio pela liquidez:

Tabela 7- Erros dos Prêmios Projetados por TPL a 95% de IC - Brasil

Percentual de Amostras de Erro			
Inseridas no IC de 95% (ETTJ BRASIL)			
2 anos	3 anos	4 anos	5 anos
23,08%	21,15%	13,46%	19,23%

Fonte: O autor.

Os quatro “nós” da ETTJ do Brasil não conseguem ser explicados por TPL.

4.1.2.2 Resultados para a ETTJ dos Estados Unidos analisada por TPL

A Tabela 8 mostra a Variância dos Erros de Medição nos Nós, para a curva dos EUA:

Tabela 8- Variância dos Erros dos Prêmios Projetados por TPL - EUA

Variância dos Erros de Medição nos Nós			
Prazos Analisados			
2 anos	3 anos	4 anos	5 anos
0,6019%	0,9471%	0,4864%	0,3146%

Fonte: O autor.

A Tabela 9 traz, para 52 semanas de amostragem (n=52), a situação do universo de dados dos EUA e caracteriza, também, a não normalidade de distribuição dos erros.

Tabela 9- Erros dos Prêmios Projetados por TPL a 95% de IC – EUA

Percentual de Amostras de Erro			
Inseridas no IC de 95% (ETTJ EUA)			
2 anos	3 anos	4 anos	5 anos
19,23%	17,31%	25,00%	21,15%

Fonte: O autor.

Os quatro “nós” da ETTJ dos EUA não conseguem ser explicados por TPL.

4.1.3 Verificações da análise por UBJ-ARIMA

Como foi descrita na subseção 3.3.3, a análise realizada para UBJ-ARIMA seguiu um processo de testes de modelos objetivando-se um melhor grau de confiança pelo “P” estatístico de cada um deles.

Com a análise realizada para cada um dos “nós” das duas ETTJ analisadas, pelo período de 230 semanas de medição, foram obtidas as seguintes equações descritivas para o Brasil:

- a) para o “nó” de 2 anos, um modelo ARIMA(1,0,1) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = 0,9711z_{t-1} + 0,2438\varepsilon_{t-1} + 0,26160$$

- b) para o “nó” de 3 anos, um modelo ARIMA(1,0,0) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = 0,9692z_{t-1} + 0,33295$$

- c) para o “nó” de 4 anos, um modelo ARIMA(1,0,0) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = 0,9755z_{t-1} + 0,28533$$

- d) para o “nó” de 5 anos, um modelo ARIMA(1,0,0) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = 0,9775z_{t-1} + 0,27058$$

Para os Estados Unidos foram as seguintes:

- a) para o “nó” de 2 anos, um modelo ARIMA(1,2,1) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = -0,1686z_{t-1} - 0,9926\varepsilon_{t-1} + 0,0005387$$

- b) para o “nó” de 3 anos, um modelo ARIMA(1,2,2) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = -0,2935z_{t-1} + 0,7516\varepsilon_{t-1} + 0,2443\varepsilon_{t-2} + 0,0003146$$

- c) para o “nó” de 4 anos, um modelo ARIMA(1,2,2) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = -0,2476z_{t-1} + 0,7970\varepsilon_{t-1} + 0,1968\varepsilon_{t-2} + 0,0002655$$

- d) para o “nó” de 5 anos, um modelo ARIMA(1,2,2) que mostra a seguinte equação descritiva:

$$z_t = -0,2811z_{t-1} + 0,7651\varepsilon_{t-1} + 0,2260\varepsilon_{t-2} + 0,0002670$$

A partir daí, estimou-se o comportamento de cada “nó” no último instante medido (n=230) para 31 instantes futuros (semanas) e se comparou cada valor estimado com o valor verificado, resultando na Tabela 10.

Este procedimento de comparação entre dados projetados e verificados é realizado pelo *software* Minitab e as ferramentas de análise para cada “nó” estão dispostas no Apêndice “F”.

Concluiu-se que a modelagem por ARIMA, pela análise de MAE, MAPE, RMSE e RMSPE, disposta em Santos (1997), pode determinar um modelo razoavelmente aplicável para o primeiro “nó” da ETTJ dos EUA. Os demais “nós”, das duas amostras, não mostraram bons resultados.

4.1.3.1 Resultados para a ETTJ do Brasil analisada por UBJ-ARIMA

As análises das ETTJ projetadas por UBJ-ARIMA foram iniciadas nos “nós” de medição do Brasil. Foi seguido o disposto na subseção 3.3.3 deste estudo e o comportamento geral das curvas de 2, 3, 4 e 5 anos para o Brasil mostrou incapacidade de previsão por um modelo ARIMA (p,d,q), comprovado pelos resultados da Tabela 10, anteriormente disposta.

A forma de análise constou da pesquisa da melhor equação descritiva de cada “nó”, listados no início desta seção. Como exemplo de análise podem ser destacados os resultados verificados para o “nó” de 2 anos do Brasil, a seguir.

Tabela 10- Comparação de Erros dos Prêmios Projetados para UBJ-ARIMA

		Nós de Medição (M=meses)						
Projeção BRASIL	Medidas de Erro e Amostra (n)	24 M	36 M	48 M	60 M	Mínimo	Médio	Máximo
	MAE	9,8893%	189,2574%	185,0366%	167,3065%	9,8893%	137,8724%	189,2574%
	MAPE	7,4612%	32,8144%	27,8118%	23,6242%	7,4612%	22,9279%	32,8144%
	RMSE	10,1767%	428,2083%	404,4730%	339,9740%	10,1767%	295,7080%	428,2083%
	RMSPE	7,4612%	36,3191%	30,5774%	26,2836%	7,4612%	25,1603%	36,3191%
	n	31	31	31	31			

		Nós de Medição (M=meses)						
Projeção EUA	Medidas de Erro e Amostra (n)	24 M	36 M	48 M	60 M	Mínimo	Médio	Máximo
	MAE	10,5067%	31,7424%	30,5305%	13,0279%	10,5067%	21,4519%	31,7424%
	MAPE	3,2243%	12,5161%	8,0978%	3,3169%	3,2243%	6,7888%	12,5161%
	RMSE	1,8075%	15,8271%	13,6594%	3,7369%	1,8075%	8,7577%	15,8271%
	RMSPE	4,1067%	16,9351%	9,4428%	4,7405%	4,1067%	8,8063%	16,9351%
	n	31	31	31	31			

Fonte: O autor.

Para o “nó” de 2 anos (ARIMA BR 1) foram feitos os testes de estacionariedade para a definição do coeficiente “d” da referida série. Logo após a definição de estacionariedade, foram tratados os coeficientes “p” e “q” para a determinação do modelo que gerasse melhores resultados de itens projetados, com o melhor nível de significância ($P \text{ value} \leq 5\%$).

O resultado obtido foi a equação anteriormente descrita na subseção 4.1.3 “a” para Brasil:

$$z_t = 0,9711z_{t-1} + 0,2438\varepsilon_{t-1} + 0,26160$$

Esta equação teve sua análise pelo Quadro 2, a seguir, que será novamente mostrado no Apêndice “F” deste estudo.

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0,9711	0,0174	55,77	0,000
MA 1	0,2438	0,0678	3,59	0,000
Constant	0,26160	0,08191	3,19	0,002
Mean	9,050	2,834		
Number of observations: 230				
Residuals: SS = 599,117 (backforecasts excluded)				
MS = 2,639 DF = 227				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	78,8	92,6	96,5	100,3
DF	9	21	33	45
P-Value	0,000	0,000	0,000	0,000

Quadro 2 – Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,1) BR1

Fonte: O autor via *software* Minitab.

Destacou-se o “P” estatístico dos coeficientes AR e MA. A constante da equação descritiva também teve tal coeficiente muito próximo de zero. Desta forma, a referida equação foi utilizada para a geração de uma curva e sua posterior comparação com a curva verificada, conforme pode ser visto na Figura 7, a seguir.

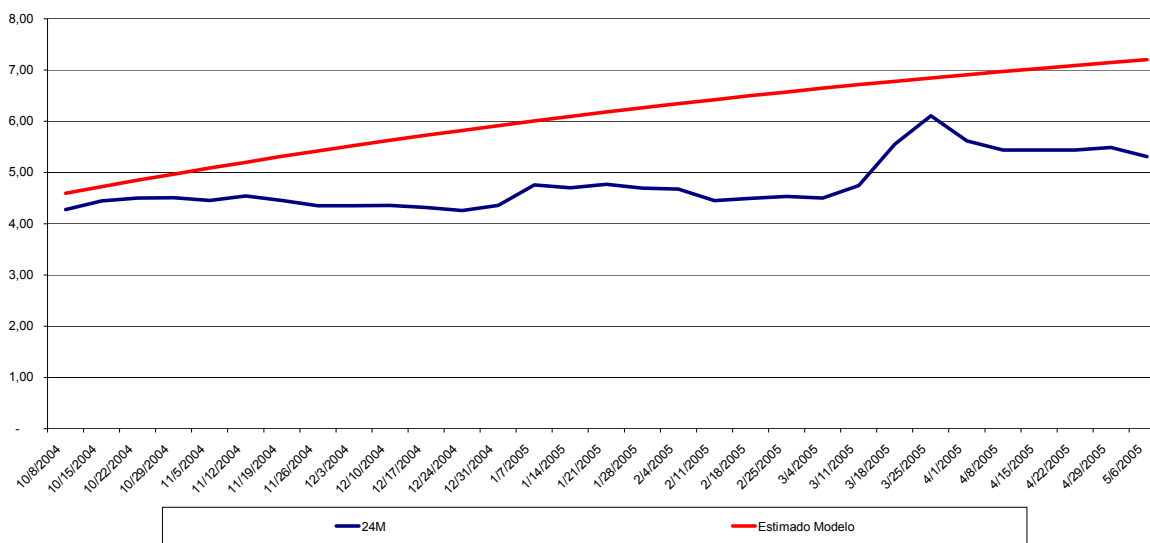


Figura 7 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR1

Fonte: O autor.

O software Minitab gera um histograma dos resíduos, da amostra, o que permite verificar se o “ruído branco”, descrito na subseção 2.1.3 deste estudo, tem o comportamento aleatório, ou seja, se corrobora uma modelagem ARIMA (p,d,q) de forma eficiente. Tal verificação se dá pela normalidade da curva dos resíduos, ilustrada na Figura 8 a seguir.

Este resultado não gera um bom nível de confiança na utilização do modelo ARIMA (1,0,1) BR1 estimado, conforme pode ser verificado pela análise dos coeficientes de erro de Santos (1997), pela verificação de MAE, MAPE, RMSE e RMSPE para os dados projetados e verificados neste “nó”.

Os resultados das medidas de erro estão dispostos na Tabela 10, anteriormente disposta.

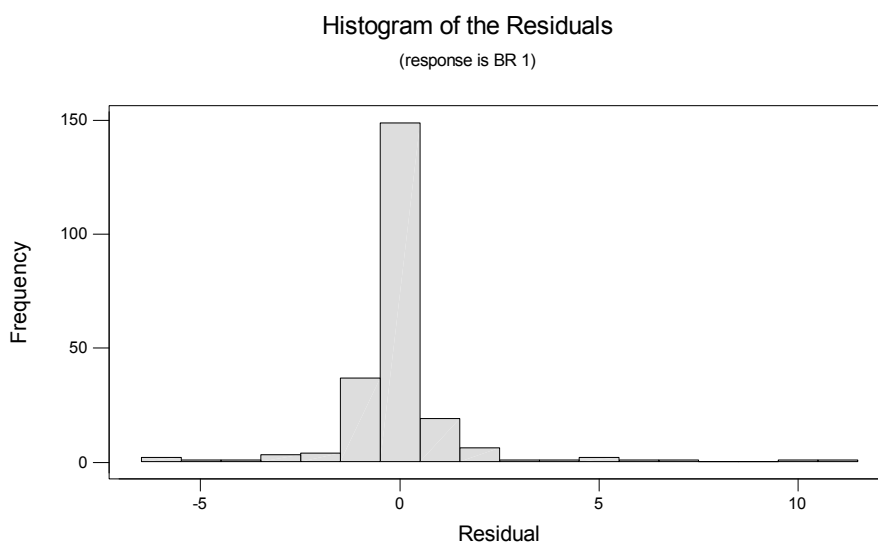


Figura 8 – Histograma dos Resíduos para ARIMA BR1

Fonte: O autor via *software* Minitab.

Esta análise, detalhada no Apêndice “F” do presente estudo, foi feita para todos os outros “nós” da ETTJ Brasil e, resumidamente, os resultados para os “nós” de 2, 3, 4 e 5 anos foram os seguintes:

- a) Brasil 2 anos: não consegue ser explicado por UBJ-ARIMA;

- b) Brasil 3 anos: idem;
- c) Brasil 4 anos: idem;
- d) Brasil 5 anos: idem.

4.1.3.2 Resultados para a ETTJ dos Estados Unidos analisada por UBJ-ARIMA

Após a análise para o Brasil, as análises das ETTJ projetadas por UBJ-ARIMA foram iniciadas nos “nós” de medição dos Estados Unidos. Foi seguido o disposto na subseção 3.3.3 deste estudo e o comportamento do “nó” de 2 anos para os Estados Unidos gerou um bom resultado para a estimação ARIMA (p,d,q), comprovado pelos resultados da Tabela 10. Nos demais “nós” (3, 4 e 5 anos) não foi constatada tal eficiência.

A seguir, são ilustrados os mesmos pontos anteriormente comentados para o “nó” de dois anos do Brasil.

O modelo gerado para o “nó” de dois anos foi o seguinte, anteriormente descrita na subseção 4.1.3 “a” para Estados Unidos:

$$z_t = -0,1686z_{t-1} - 0,9926\varepsilon_{t-1} + 0,0005387$$

A posterior análise por ARIMA (p,d,q) obteve o seguinte resultado mostrado no Quadro 3.

Destacou-se, também, o “P” estatístico dos coeficientes AR e MA. A constante da equação descritiva também teve tal coeficiente muito próximo de zero. Desta forma, a referida equação foi utilizada para a geração de uma curva e sua

posterior comparação com a curva verificada, conforme pode ser visto na Figura 9, a seguir.

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0,1686	0,0660	-2,56	0,011
MA 1	0,9926	0,0081	122,35	0,000
Constant	0,0005387	0,0001590	3,39	0,001

Differencing: 2 regular differences
 Number of observations: Original series 230, after differencing 228
 Residuals: SS = 5,04074 (backforecasts excluded)
 MS = 0,02240 DF = 225

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9,2	23,3	40,9	53,1
DF	9	21	33	45
P-Value	0,418	0,327	0,162	0,189

Quadro 3 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,1) EUA1

Fonte: O autor via *software* Minitab.

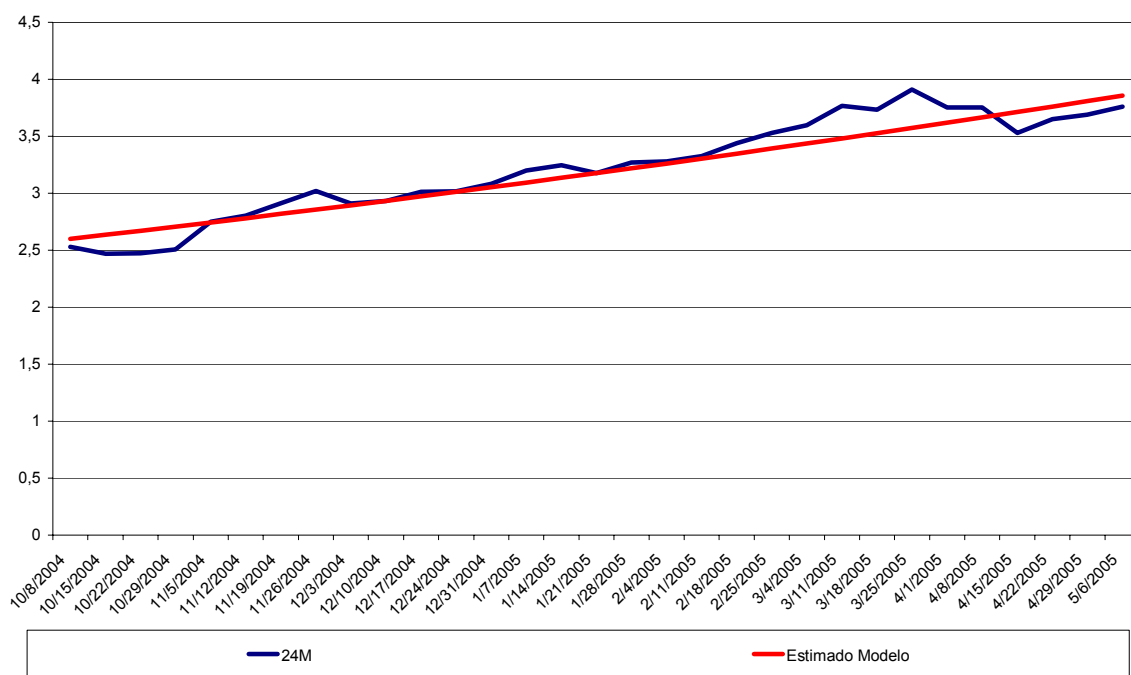


Figura 9 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA1

Fonte: O autor.

O histograma de resíduos, mostrado na Figura 10, teve uma distribuição praticamente normal, o que auxiliou o verificado na Figura 9 e os bons resultados

dispostos na análise de Santos (1997), pela verificação de MAE, MAPE, RMSE e RMSPE para os dados projetados e verificados neste “nó”.

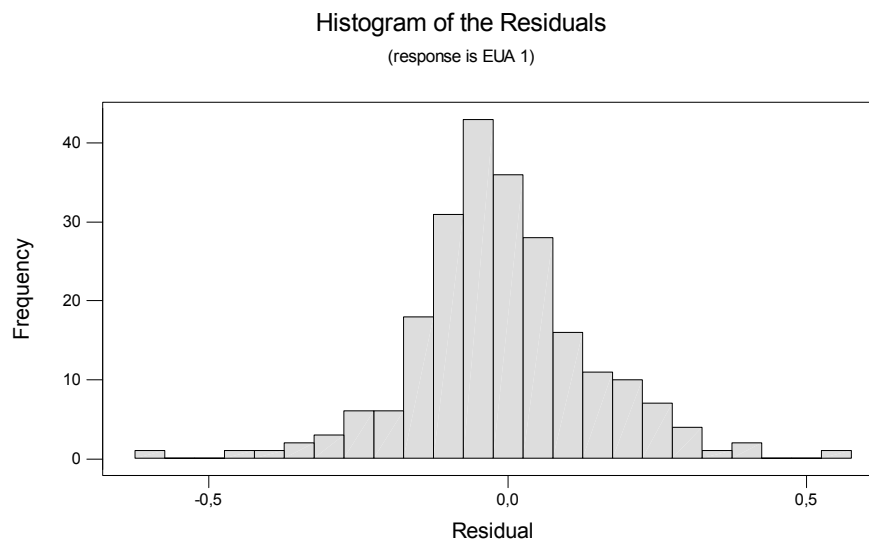


Figura 10 – Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA1

Fonte: O autor via *software* Minitab.

Resumidamente, os resultados para os “nós” de 2, 3, 4 e 5 anos da ETTJ dos Estados Unidos são as seguintes. As demais observações do comportamento e da análise de cada “nó” estão contidas no Apêndice “F” do presente estudo.

- a) Estados Unidos 2 anos: consegue ser explicado por UBJ-ARIMA;
- b) Estados Unidos 3 anos: não consegue ser explicado por UBJ-ARIMA;
- c) Estados Unidos 4 anos: idem;
- d) Estados Unidos 5 anos: idem.

4.2 Comentários e observações gerais

Nas amostras de dados analisadas, o estudo procurou testar a aplicabilidade de TEP, TPL e UBJ-ARIMA na projeção de resultados a partir de dados históricos verificados.

Para TEP, as hipóteses levantadas no estudo puderam ser rejeitadas com os dados verificados, o que guardou coerência com o material científico analisado na referência bibliográfica. É incorreto fazer qualquer previsão futura de taxas de juros sem a inclusão de um direcionamento ao prêmio pela liquidez. Fica comprovada esta situação no universo de dados analisados.

Para TPL, as hipóteses levantadas no estudo, também puderam ser rejeitadas e a explicação anteriormente feita para TEP, originando a necessidade do prêmio pela liquidez, mostrou a existência de tais prêmios, porém com a incapacidade de estimá-los, de forma coerente, em uma ETTJ para momentos futuros.

Para UBJ-ARIMA foram rejeitadas as hipóteses levantadas nos dois universos analisados, excluindo-se o primeiro “nó” da ETTJ dos EUA e tal situação será descrita nas conclusões deste trabalho.

Uma vez que este estudo propôs uma análise de UBJ-ARIMA para títulos de dívida públicos, com taxa fixa e moeda comum, que é uma situação ainda não verificada em estudos pesquisados, houve um resultado que conclui a sua não aplicabilidade plena.

Cabe, porém, uma observação que chamou a atenção durante a pesquisa. A partir dos dados projetados dos “nós” de 2, 3, 4 e 5 anos, para os dois universos de análise, foi feita uma tentativa de comparação do comportamento do prêmio verificado em títulos públicos brasileiros relativo aos títulos públicos norte-americanos, requerido pelos investidores.

Este prêmio, que poderia ser chamado de *Spread* de Risco Projetado, é estimado, simplesmente, pela diferença nominal das taxas verificadas nos quatro “nós” das ETTJ analisadas, e se mostrou superior em todos os casos.

Ou seja, se houvesse a vinculação do prêmio histórico do Brasil em Relação aos Estados Unidos a partir de uma análise UBJ-ARIMA dos prêmios passados, um resultado prático poderia ser observado. As Figuras 11 a 14 ilustram o comportamento dos prêmios estimados e verificados nos dois universos nos quatro “nós” das ETTJ analisadas.

A Figura 15 mostra o comportamento do *spread* Brasil – Estados Unidos levantado a partir deste raciocínio. Quando comparados os *spreads* dos quatro “nós” de medição, tem-se um resultado que pode corroborar a idéia de uma precificação mais conservadora de instantes crescentes para desembolso futuros.

Uma possível vinculação deste *spread* projetado de uma ETTJ que representasse o “Risco Brasil” (entendido como o *spread* entre a remuneração dos títulos brasileiros e a remuneração dos títulos norte-americanos) pode promover um estudo posterior de sua aplicação prática.

Tal aplicação poderia ser feita no sentido de se estimar o “Risco Brasil” para um determinado período de tempo. Apenas para ilustrar o comportamento do *spread* Brasil – Estados Unidos, para o “nó” de 2 anos, projetado pela modelagem ARIMA (p,d,q) e desenvolvida na seção 4.1.3, a Tabela Y, a seguir, foi adicionada. As tabelas de todos os *GAPs* em todos os “nós” de medição deste estudo estão no Apêndice “G”.

Tabela 11 – GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 2 anos

Instante	ESTADOS UNIDOS		BRASIL		SPREAD DE RISCO		GAP
	Estimado	Medido	Estimado	Medido	Estimado	Medido	
231	2,60008	2,53130	4,59461	4,27560	1,99453	1,74430	0,25023
232	2,63536	2,47130	4,72340	4,44290	2,08804	1,97160	0,11644
233	2,67104	2,47460	4,84846	4,50000	2,17742	2,02540	0,15202
234	2,70719	2,50520	4,96992	4,50800	2,26273	2,00280	0,25993
235	2,74379	2,74930	5,08786	4,45800	2,34407	1,70870	0,63537
236	2,78086	2,80490	5,20239	4,54260	2,42153	1,73770	0,68383
237	2,81839	2,91310	5,31361	4,45430	2,49522	1,54120	0,95402
238	2,85638	3,01850	5,42161	4,35270	2,56523	1,33420	1,23103
239	2,89483	2,90870	5,52650	4,35320	2,63167	1,44450	1,18717
240	2,93374	2,93330	5,62835	4,35470	2,69461	1,42140	1,27321
241	2,97312	3,01270	5,72726	4,31940	2,75414	1,30670	1,44744
242	3,01295	3,01770	5,82331	4,25630	2,81036	1,23860	1,57176
243	3,05325	3,08240	5,91658	4,35730	2,86333	1,27490	1,58843
244	3,09400	3,20090	6,00716	4,75810	2,91316	1,55720	1,35596
245	3,13522	3,24570	6,09512	4,70150	2,95990	1,45580	1,50410
246	3,17690	3,17670	6,18053	4,76830	3,00363	1,59160	1,41203
247	3,21904	3,27030	6,26348	4,69350	3,04444	1,42320	1,62124
248	3,26164	3,27990	6,34403	4,67570	3,08239	1,39580	1,68659
249	3,30470	3,32530	6,42225	4,45190	3,11755	1,12660	1,99095
250	3,34822	3,43890	6,49821	4,49640	3,14999	1,05750	2,09249
251	3,39220	3,52870	6,57198	4,53400	3,17978	1,00530	2,17448
252	3,43665	3,59680	6,64361	4,50270	3,20696	0,90590	2,30106
253	3,48155	3,76510	6,71317	4,74640	3,23162	0,98130	2,25032
254	3,52692	3,73330	6,78073	5,55530	3,25381	1,82200	1,43181
255	3,57275	3,91040	6,84633	6,10570	3,27358	2,19530	1,07828
256	3,61904	3,75260	6,91003	5,61720	3,29099	1,86460	1,42639
257	3,66579	3,75310	6,97189	5,44000	3,30610	1,68690	1,61920
258	3,71300	3,53080	7,03196	5,43840	3,31896	1,90760	1,41136
259	3,76067	3,64970	7,09030	5,44080	3,32963	1,79110	1,53853
260	3,80880	3,69150	7,14695	5,49170	3,33815	1,80020	1,53795
261	3,85739	3,75970	7,20197	5,30950	3,34458	1,54980	1,79478
Máximos	3,85739	3,91040	7,20197	6,10570	3,34458	2,19530	2,30106
Mínimos	2,60008	2,47130	4,59461	4,25630	1,99453	0,90590	0,11644
DP	0,38141	0,43266	0,78649	0,49996	0,41444	0,33546	0,59521
Média	3,19534	3,22685	6,08076	4,77104	2,88542	1,54418	1,34124

Fonte: O autor.

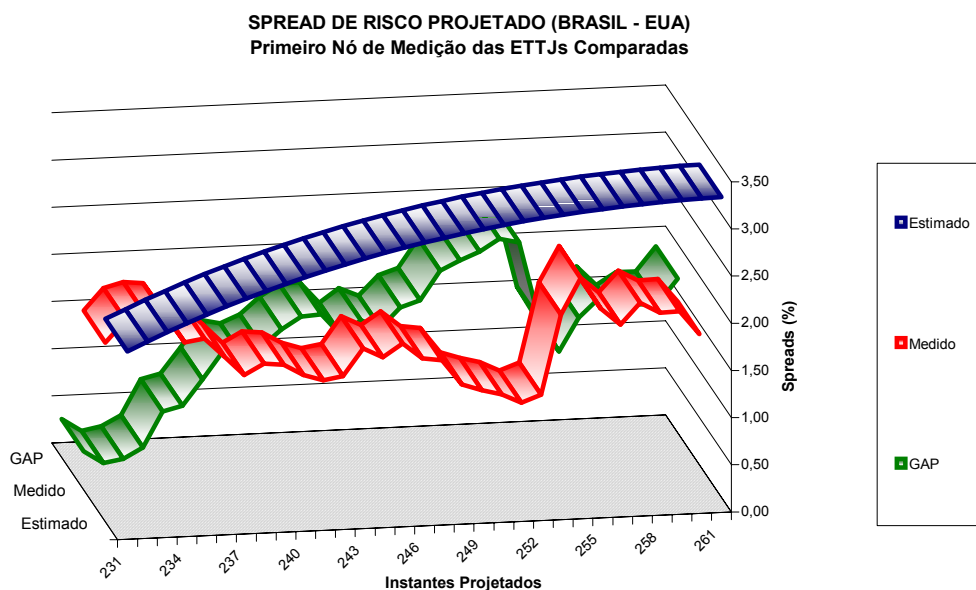


Figura 11- Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 2 anos
Fonte: O autor.

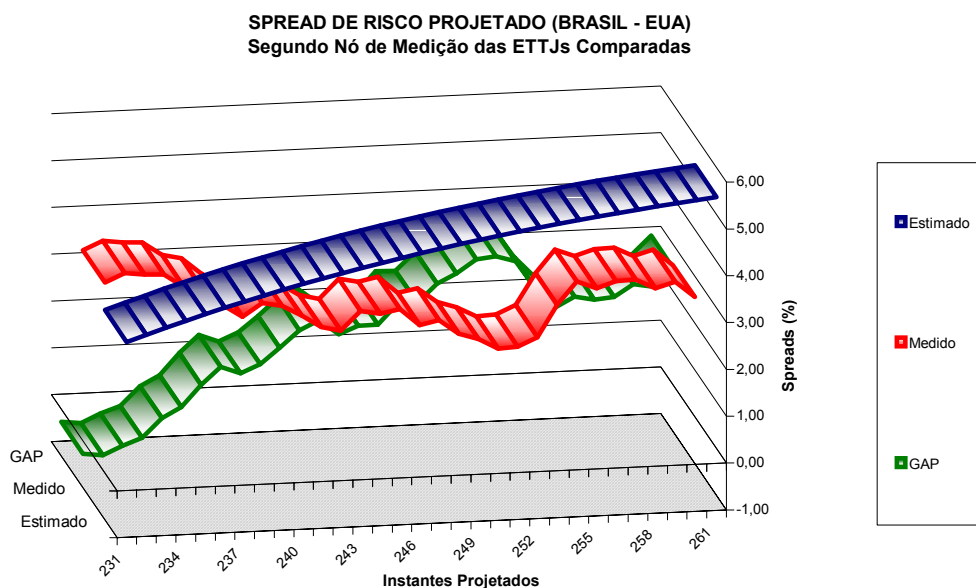


Figura 12- Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 3 anos
Fonte: O autor.

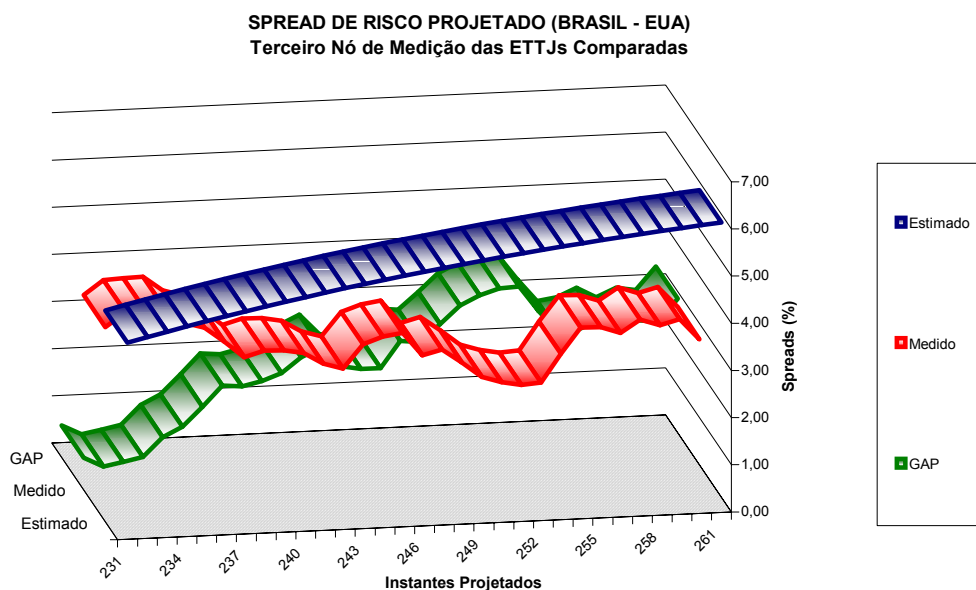


Figura 13- Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 4 anos
Fonte: O autor.

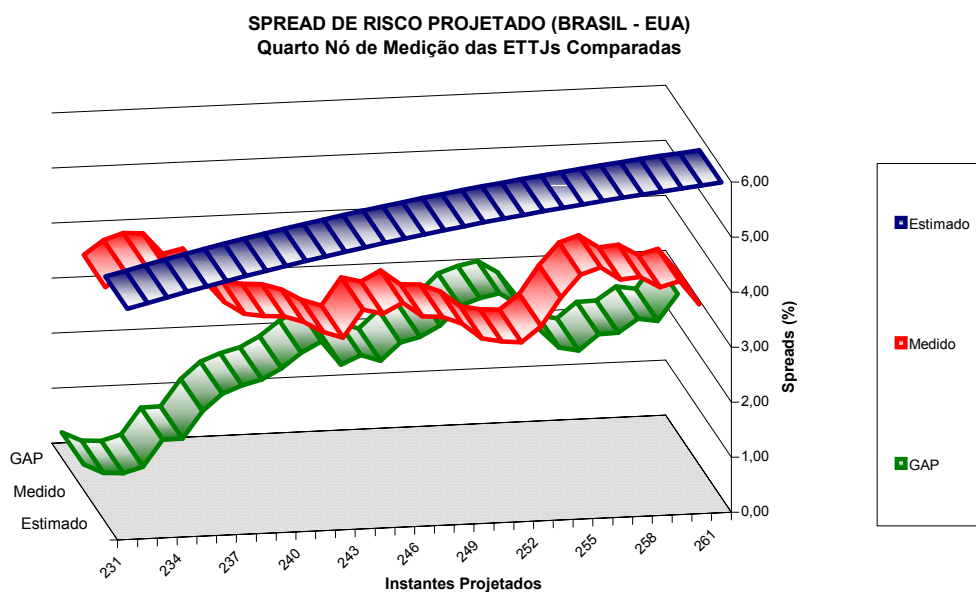


Figura 14- Spread de Risco Projetado (BRASIL-EUA) no “Nó” de 5 anos
Fonte: O autor.

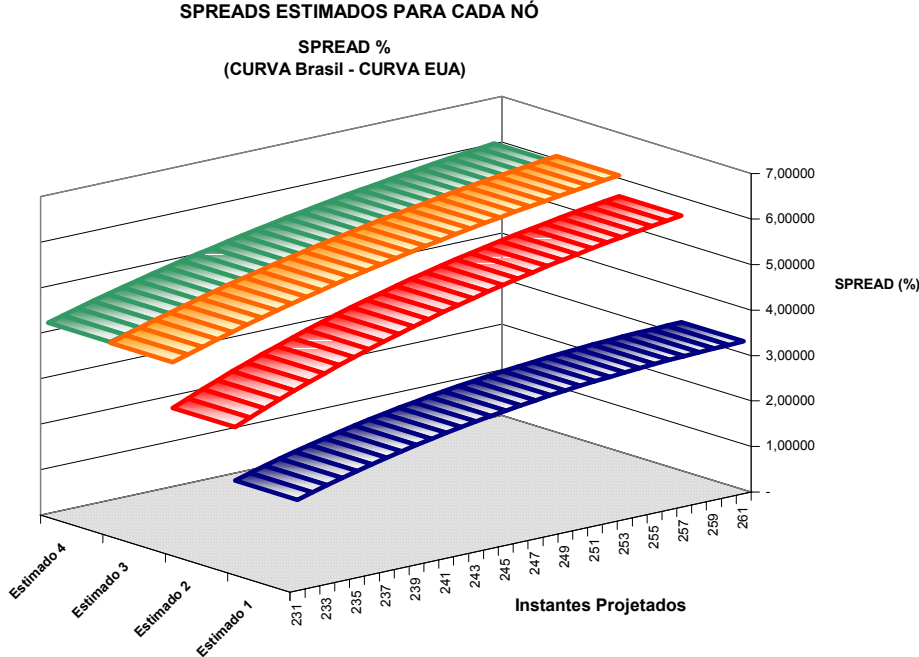


Figura 15- Spreads Projetados BRASIL-EUA Comparados
Fonte: O autor.

5 CONCLUSÕES

Comparar uma metodologia que melhore a capacidade de uma organização financeira em estabelecer uma taxa ativa para uma operação de longo prazo e sustentar tal taxa por um determinado período de tempo foi o pretendido.

Estimou-se que a metodologia UBJ-ARIMA fosse mais eficaz que TEP e TPL para determinar a previsão de comportamento dos dois universos de títulos selecionados, os quais poderiam servir de base para a contratação de uma operação de crédito antes do seu efetivo desembolso.

A referida comparação, entre as três metodologias, buscou relacionar, de maneira prática, o uso da referência comportamental de títulos públicos brasileiros para operações de crédito em moeda estrangeira para empresas brasileiras. Tais formas de financiamento são caracterizadas pelos Financiamentos via Lei 4131 e Financiamentos à Importação.

Da mesma forma, estimou-se o mesmo uso para o título público norte-americano para operações de crédito em moeda estrangeira peculiares, como operações de Capital de Giro Externo (sem ingresso de divisas no Brasil) e de Pré-Pagamentos à Exportação (com ingresso de divisas no Brasil e cujo pagamento se dá através de itens exportados e pagos pelos compradores finais no exterior).

A análise por Teoria das Expectativas Puras (TEP) mostrou-se ineficaz para trabalhar o conceito de precificação de taxas futuras, mas ilustrou e comprovou a verificação de prêmios pela exposição à incerteza de se estimar taxas futuras em relação a taxas presentes (*spot*).

A análise por Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL) comprovou a questão dos prêmios por liquidez, mas não foi suficientemente eficaz para prever seu

comportamento com base em dados históricos. A TPL melhora as estimativas de TEP.

A análise por modelos Auto-Regressivos Integrados à Média Móvel de Box e Jenkins (UBJ-ARIMA) não mostrou uma eficiência superior à TEP e TPL, sendo aplicada apenas a 1/8 do total de amostras analisadas (o “nó” de 2 anos da ETTJ dos Estados Unidos), frustrando a expectativa comentada anteriormente.

Com base nas observações da seção 4.2, apresentou-se uma alternativa de análise por UBJ-ARIMA, ao se dispor uma estratégia de previsão de *spreads* entre o risco Brasil e o risco Estados Unidos, o que pode ser motivo de testes futuros, com outras amostras, como a sugerida a seguir.

A partir destas conclusões, os testes presumidos na seção 1.3 do presente estudo tiveram o seguinte resultado verificado:

- a) rejeita-se (H_1): a explicação da ETTJ dos EUA por TEP;
- b) rejeita-se (H_2): a explicação da ETTJ do Brasil por TEP;
- c) rejeita-se (H_3): a explicação da ETTJ dos EUA por TPL;
- d) rejeita-se (H_4): a explicação da ETTJ do Brasil por TPL;
- e) rejeita-se (H_5): a explicação da ETTJ dos EUA por UBJ-ARIMA;
- f) rejeita-se (H_6): a explicação da ETTJ do Brasil por UBJ-ARIMA.

Estes resultados auxiliam a demonstrar as fraquezas de capacidade de previsão de séries temporais, comentadas na seção 2.2 deste estudo, onde se comentou uma possível aplicabilidade plena de UBJ-ARIMA, também não corroborada, plenamente, no presente estudo.

A determinação de uma metodologia eficaz de orientação comportamental de ETTJ permitiria que empresas (tanto comerciais, de serviços ou financeiras) utilizassem-se de operações de crédito específicas, que hoje podem ser vistas no mercado, tais como:

- a) operações de crédito internacional, de longo prazo, com desembolso em data futura definida, onde o preço efetivo da operação é associado à variação de um determinado Título de Dívida Pública, negociado no exterior, respeitando a ETTJ mostrada pelo fluxo de caixa da referida operação de crédito;
- b) operações de crédito internacional, de longo prazo, disponíveis para desembolso durante um determinado período de tempo, com prazo de pagamento definido em data futura após sua tomada. Tais operações recebem o nome de *Liquidity Facility* e podem ser analisadas pelo tempo máximo de exposição que um banco pretende assumir e o custo de tal exposição (que pode ser compensado pela ETTJ projetada pelo fluxo de caixa da *Liquidity Facility*).

O presente estudo colaborou, portanto, para confirmar o disposto por Morettin e Tolo (2004), os quais foram os únicos, dentre os autores analisados, a afirmar categoricamente que os modelos UBJ-ARIMA não são adequados para descrever o comportamento de séries financeiras. Além disso, ficou comprovado que a Teoria das Expectativas Puras e a Teoria da Preferência pela Liquidez não são passíveis de uso no mercado, para tal fim, sob as referidas amostras analisadas.

Morettin e Tolo (2004) sugerem a modelagem de séries financeiras deste tipo por modelos ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), pertencentes à classe de modelos não-lineares que apresentam a variância condicional que evolui no tempo.

O autor do presente estudo sugere, portanto, duas pesquisas futuras, do mesmo universo analisado:

- a) uma, buscando alcançar projeções eficientes, das mesmas séries aqui analisadas, através dos modelos citados como adequados por Morettin e Tolo (2004) e mencionados anteriormente;
- b) outra, de acordo com a seção 4.2 deste estudo, testando a viabilidade do uso de modelos ARIMA (p,d,q) de Box e Jenkins, para o “Risco Brasil”, calculado pelo *J. P. Morgan Securities*, explicado no Apêndice “A” e disponibilizado pelo sistema Bloomberg L. P. de informações eletrônicas.

REFERÊNCIAS

ACCORSI, André; GONÇALVES Wagner A.; GOULART, Lúcio A.; **A estrutura temporal de taxas de juros**: análise pela teoria das preferência por liquidez ou pela teoria das expectativas puras? São Paulo: FECAP, fev. 2004.

_____; GOULART, Lúcio A. **Comportamento de taxas ativas de títulos públicos e privados do Brasil e dos Estados Unidos**: análise da influência do risco soberano na busca da aplicabilidade da teoria das expectativas puras. São Paulo: FECAP, out. 2003.

_____; _____. LUZ, Antonio C. C. **Análise comparativa de um título da dívida pública do Brasil e outro dos Estados Unidos**: adaptação ao conceito de teoria das expectativas puras. In: ENCONTRO DE PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE, 3., 2003. São Paulo. **Anais...** São Paulo: FECAP, nov. 2003.

ALMEIDA, C. I. R.; DUARTE JÚNIOR, A. M.; FERNANDES, C. A. C. **Interest rate risk measurement in Brazilian sovereign markets**, 2005. Disponível em: <<http://www.listaderiscos.com.br/lr/portal/DesktopDefault.aspx?TabID=3714>>. Acesso em: 05 abr. 2005.

AND for my next trick: can Alan Greenspan move the American economy smoothly towards higher interest rates? **The Economist**, London, v. 371, n. 8372, p.29–30, 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL **Circular 2.972**, de 23.03.2000. Disponível em: <<http://www5.bcb.gov.br>>. Acesso em: 04. abr. 2005.

_____. **Resolução 2.692**, de 24.02.2000. Disponível em: <<http://www5.bcb.gov.br>>. Acesso em: 04. abr. 2005.

BLOOMBERG DO BRASIL LTDA. **Sistema Bloomberg L.P.** Disponível em estação de trabalho contratada pelo Banco do Brasil S.A., Acessos de: 15.10.2004 a 13.08.2005.

BOX, G. E. P; JENKINS, G. M. Some recent advances in forecasting and control – part I. **Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)**, Malden, v. 17, n. 2, p. 91-109, 1968. Disponível em: <<http://search.epnet.com>>. Acesso em: 5 abr. 2004.

_____; _____. MacGREGOR, J. F. Some recent advances in forecasting and control – part II. **Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)**, Malden, v. 23, n. 2, p. 158-179, 1974. Disponível em: <<http://search.epnet.com>>. Acesso em: 5 abr. 2004.

_____; _____. REINSEL, G. C. **Time series analysis**: forecasting and control. 3rd ed. New Jersey: Prentice Hall & Englewood Cliffs, 1994.

BRICK, Ivan E.; RAVID S. Abraham. Interest rate uncertainty and the optimal debt maturity structure. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Washington, EUA, v. 26, p. 63-81, Mar. 1991.

BUSSAB, Wilton O. **Análise de variância e regressão**. 2. ed. São Paulo: Atual, 1988.

BUSSAB, Wilton O.; MORETTIN, Pedro A. **Estatística básica**. 4. ed. São Paulo: Atual, 1987.

BYOUN, Soku; KWOK, Chuck C.Y.; PARK, Hun Y. **Expectations hypothesis of the term structure of implied volatility: re-examination**. Urbana-Champaign: University of Illinois, 1999.

CAMPBELL, John Y. A defense of traditional hypotheses about the term structure of interest rates. **The Journal of Finance**, Berkeley, EUA, v. 41, p. 183-193, Mar. 1986.

_____; LO, Andrew W.; MACKINLAY, Archie C. **The econometrics of financial markets**. New Jersey: Princeton University Press, 1997.

COCHRANE, John H. **Asset pricing**. New Jersey: Princeton University Press, 2001.

_____. New facts in finance. **Economic perspectives – Federal Reserve Bank of Chicago**, Chicago, p. 36-58, 3. trim., 1999. Disponível em: <<http://gsbwww.uchicago.edu/fac/john.cochrane/research/Papers/ep3Q993.pdf>>. Acesso em: 5 jul. 2003.

_____. **Time series for macroeconomics and finance**. University of Chicago, Spring 1997. Disponível em: <<http://www-gsb.uchicago.edu/fac/john.cochrane/research/Papers/timeser1.pdf>>. Acesso em: 17 fev. 2004.

COX, J. C.; INGERSOLL JR, J. E.; ROSS, S. A. A theory of the term structure of interest rates. **Econometrica**, Malden, v. 53, n. 2, p. 385-408, Mar. 1985. Disponível em: <<http://www.jstor.org/>>. Acesso em: 31 mar. 2004.

DYBVIG, Philip H.; MARSHALL, William J. Pricing long bonds: pitfalls and opportunities. **Financial Analysts Journal**, Charlottesville, v. 52, n. 1, p. 32-39, Jan./Feb. 1996. Disponível em: <<http://search.epnet.com>>. Acesso em 04 abr. 2004.

THE END of cheap money: interest rates will soon have to rise in America, just as they already have in Britain and Australia. **The Economist**, London, v. 371, n. 8372, p. 9, 2004.

EVANS, G.; HONKAPOHJA, S. A complete characterization of arma solutions to linear rational expectations models. **The Review of Economic Studies**, Malden, v. 53, n. 2, p. 227-239, Apr. 1986. Disponível em: <<http://www.jstor.org/>>. Acesso em: 07 abr. 2004.

FABOZZI, Frank J. Bond pricing and return measures. In: FABOZZI, Frank J.; FABOZZI, T. Dessa. **The handbook of fixed income securities**. 4th ed. Chicago, EUA: Irwin Professional Publishing, 1995a. p. 49-82.

_____. The structure of interest rates. In: FABOZZI, Frank J.; FABOZZI, T. Dessa. **The handbook of fixed income securities**. 4th ed. Chicago, EUA: Irwin Professional Publishing, 1995b. p. 113-137.

_____. **Fixed income mathematics**: analytical & statistical techniques. 3rd ed. Chicago, EUA: Irwin Professional Publishing, 1997.

_____; FONG, G. **Advanced fixed income portfolio management**: the state of the art. Chicago, EUA: Probus Publishing Company, 1994.

_____; PITTS, Mark; DATTATREYA, Ravi E. Price volatility characteristics of fixed income securities. In: FABOZZI, Frank J.; FABOZZI, T. Dessa. **The handbook of fixed income securities**. 4th ed. Chicago, EUA: Irwin Professional Publishing, 1995. p. 83-112.

FONSECA, Manuel Alcino R. da. **Álgebra linear aplicada a finanças, economia e econometria**. Barueri: Manole, 2003.

FRIEDMAN, Benjamin M. Interest rate expectations versus forward rates: evidence from an expectations survey. **The Journal of Finance**, Ohio, v. 34, n. 4, set. 1979. Disponível em: <<http://papers.nber.org/papers/w0295.pdf>>. Acesso em: 5 jul. 2003.

GOLDSTEIN, Robert S. The term structure of interest rates as a random field. **The Review of Financial Studies**, Ohio, v. 13, n. 2, p. 365-384, Summer 2000.

GOURIEROUX C.; MONFORT A. **Time series and dynamic models**. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

HARPER, David. **Trying to predict interest rates**, dez. 2003. Disponível em: <<http://www.investopedia.com/articles/03/122203.asp>> Acesso em: 17 fev. 2004.

HARVEY, Andrew C. **The econometric analysis of time series**. 2nd ed. Cambridge, MA: The MIT Press Cambridge, Massachusetts, 1999.

_____. **Time series models**. Cambridge, MA: The MIT Press, 1993.

HEATH, D. Bond pricing and the term structure of interest rates: a discrete time approximation. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Seattle, v. 25, n. 4, p. 419-440, Dec. 1990. Disponível em: <<http://www.jstor.org/>>. Acesso em: 31 mar. 2004.

_____; JARROW, R.; MORTON, A. Bond pricing and the term structure of interest rates: a new methodology for contingent claims valuation. **Econometrica**, Malden, v.

60, n. 1, p. 77-105, Jan. 1992. Disponível em: <<http://www.jstor.org/>>. Acesso em: 31 mar. 2004.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E.; JUDGE, George G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 2000.

HOMER, Sidney; LEIBOWITZ, Martin L. **Inside the yield book**: the classic that created the science of bond analysis. Princeton, EUA: Bloomberg Press, 2004.

JOHNSTON, J.; DI NARDO, J. **Métodos econométricos**. 4. ed. Lisboa: McGraw Hill, 2001.

KERLINGER, F. N. **Metodologia de pesquisa em ciências sociais**. São Paulo: EPU/EDUSP, 1979.

KITCHEN, Richard L. **Finance for the developing countries**. Chichester: John Wiley, 1986.

KÖCHE, J. C. **Fundamentos de metodologia científica**. 14. ed. Rio de Janeiro: Vozes, 1997.

KRITZMAN, Mark. What practitioners need to know about the term structure of interest rates. **Financial Analyst Journal**, Charlottesville, v. 49, n. 4, p. 14-18, Jul./Aug. 1993.

MADDALA, G. S. **Introduction to econometrics**. Chichester: John Wiley, 2001.

McENALLY, Richard W.; JORDAN James V. The term structure of interest rates. In: FABOZZI, Frank J.; FABOZZI, T. Dessa. **The handbook of fixed income securities**. 4th ed. Chicago, EUA: Irwin Professional Publishing, 1995. p. 779-829.

MILLS, Terence C. **The econometric modelling of financial time series**. 2nd ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

MILNE, F. **Finance theory and asset pricing**. Oxford: Clarendon, 1995.

MINFORD, P.; PEEL, D. **Rational expectations and the new macroeconomics**. Oxford: Martin Robertson, 1983.

MISHKIN, Frederic S. **Moedas, bancos e mercados financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000.

_____. **A rational expectations approach to macroeconometrics**: testing policy ineffectiveness and efficient-markets models. Chicago: The University Of Chicago Press, 1983.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clélia M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: ABE – Projeto Fisher – Editora Edgard Blücher, 2004.

MUTH, John F. A rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica**, Pittsburgh, PA, v. 29, n. 3, jul. 1961. Disponível em: <<http://www.jstor.org>> . Acesso em: 12 ago. 2003.

NAYLOR, John A. The relative impact of expectations and investor preferences on the structure of government yields. **Southern Economic Journal**. Richmond, v. 37, n. 4, p. 469-478, Apr. 1971. Disponível em: <<http://www.ebsco.com>> . Acesso em: 28 mar. 2004.

O'BRIEN Maria. History repeats itself. **Latin Finance**, London, n. 148, p. 8-12, Jul. 2003.

OLIVEIRA, Mauri A de. **Previsão de sucessões cronológicas econômico-financeiras por meio de redes neurais artificiais recorrentes de tempo real e de processos ARMA-GARCH: um estudo comparativo quanto à eficiência de previsão**. 2003. Dissertação (Mestrado Acadêmico) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.

PANKRATZ, Alan. **Forecasting with univariate Box-Jenkins models: concepts and cases**. New York: John Wiley & Sons, 1983.

PANZIERI FILHO, Adonório. **Teoria de valores extremos aplicada a finanças: dois ensaios**. 2001. Tese (Doutorado Acadêmico) - FGV-SP, São Paulo, 2001.

PEDREIRA, Carlos; POSTERNAK, Regina. **Álgebra linear para cursos de economia**. Rio de Janeiro: Campus, 2003.

RUSSELL, Steven. Understanding the term structure of interest rates: the expectations theory. **Federal Reserve Bank of St. Louis**, Review 74, n. 4, 1992.

SANTOS, José Evaristo dos. **Previsão de volatilidade no Brasil: RiskMetrics™, GARCH, volatilidade implícita ou uma combinação desses métodos? um estudo empírico**. 1997. Tese (Doutorado Acadêmico) – FGV-SP, São Paulo, 1997.

SAUNDERS A. **Administração de instituições financeiras**. São Paulo: Atlas, 2000.

SCHMITT, Gerson M. **Revisão das teorias tradicionais da estrutura temporal nas taxas de juro para títulos de renda fixa livres do risco de inadimplência**. 1991. Dissertação (Mestrado Acadêmico) – FGV-SP, São Paulo, 1991.

SHARPE, William F.; ALEXANDER, Gordon J.; BAILEY, Jeffery V. **Investments**. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall & Englewood Cliffs, 1995.

SHEFFRIN, Steven M. **Rational expectations**. Cambridge: Cambridge University, 1983.

SIMONSEN, Mário H. **Dinâmica macroeconômica**. São Paulo: McGraw-Hill, 1983.

VAN HORNE, James C. **Financial market rates and flows**. 5th ed. New Jersey: Prentice Hall, 1998.

VASCONCELLOS, M. A.; ALVES, D. **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000.

WHEN rates rise: the federal reserve is softening the financial markets up for higher interest rates. Will the markets merely dislike them or hate them? **The Economist**, London, v. 371, n. 8372, p.75-76, 2004.

WOOLFORD, W. David. Forecasting interest rates. In: FABOZZI, Frank J.; FABOZZI, T. Dessa. **The handbook of fixed income securities**. 4th ed. Chicago, EUA: Irwin Professional Publishing, 1995. p. 1277-1333.

YIM, Juliana. **Previsão de séries de tempo**: modelos ARIMA, modelos estruturais e redes neurais artificiais. 2001. Dissertação (Mestrado Acadêmico) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

APÊNDICES

APÊNDICE A – A ETTJ definida pelo Banco Central do Brasil para o mercado brasileiro

O Banco Central do Brasil (BACEN) através de sua Resolução 2.692, de 24.02.2000, vem estabelecer critérios para a apuração do Patrimônio Líquido Exigido (PLE) das instituições financeiras atuantes no mercado brasileiro. Tais critérios visam a cobertura do risco decorrente da exposição das operações registradas nos demonstrativos contábeis das referidas instituições em relação à variação das taxas de juros praticadas no mercado. É de se notar que tal preocupação do BACEN se deve à necessidade de verificação do chamado “casamento” de ativos e passivos gerenciados por uma instituição financeira. Este controle visa buscar a coerência de estipulação de condições negociadas em operações de crédito e de captação de recursos.

Uma das condições que afeta esta análise comportamental de operações bancárias (sejam elas passivas ou ativas) é a variação das taxas de juros praticadas no mercado. O item é tão relevante, que o BACEN, através da Circular 2.972, de 23.03.2000, estabeleceu um critério específico para a apuração do PLE para a chamada cobertura de risco, decorrente da exposição de operações denominadas em Real e remuneradas com base em taxas prefixadas de juros, à variação de taxas praticadas no mercado. Tal circular define que tal valor, denominado (EC [Juros Pré], t) é obtido da seguinte forma:

$$EC_{[Juros\ Pré],t} = \max\left(\left(\frac{Mt}{60} \times \sum_{i=1}^{60} VaR_{t-i}^{Padrão}\right), VaR_{t-i}^{Padrão}\right) \quad (1)$$

onde, de acordo com a referida Circular 2.972:

M_t = multiplicador para o dia t , divulgado diariamente pelo Banco Central do Brasil, determinado como função decrescente da volatilidade, compreendido entre 1 e 3;

$VaR_t^{Padrão}$ = valor em risco em Reais do conjunto das operações de que se trata para o dia t , obtido de acordo com a seguinte fórmula:

$$VaR_t^{Padrão} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n VaR_{i,t} \times VaR_{j,t} \times \rho_{i,j}} \quad (2)$$

onde:

n = número de vértices, assim compreendidos os prazos P_i ;

$VaR_{i,t}$ = valor em risco em Reais associados ao vértice P_i , no dia “ t ”, obtido de acordo com a seguinte fórmula:

$$VaR_{i,t} = 2,33 \times \frac{P_i}{252} \times \sigma_t \times VMTM_{i,t} \times \sqrt{D} \quad (3)$$

onde:

P_i = prazos de 21, 42, 63, 126, 252, 594 e 756 dias úteis, chamados de vértices pois são considerados para efeito de agrupamento dos fluxos de caixa;

σ_t = volatilidade padrão para o dia “ t ”, que é divulgada diariamente pelo BACEN;

$VMTM_{i,t}$ = soma algébrica, em Reais, das parcelas ou valores dos fluxos de caixa marcados a mercado no dia “ t ” e alocados no que o BACEN chama de vértices denominados de P_i ;

D = 10 ou número de dias úteis que devem ser considerados para a liquidação de posição de caixa da instituição;

$\rho_{i,j}$ = correlação entre os vértices “i” e “j”, utilizada para efeito da determinação do $VaR_t^{Padrão}$, obtida conforme a fórmula abaixo:

$$\rho_{i,j} = \rho + (1 - \rho) \left(\frac{\max(P_i, P_j)}{\min(P_i, P_j)} \right)^k \quad (4)$$

onde:

ρ = parâmetro-base para o cálculo de $\rho_{i,j}$, divulgado no último dia útil de cada mês ou quando for necessário, a critério do BACEN; e

k = fator de decaimento da correlação, divulgado no último dia útil de cada mês ou quando for necessário, a critério do BACEN.

A referida metodologia do BACEN chama a atenção pela equação (3), uma vez que determina a análise do efeito de variação de taxas ativas em vértices temporais distribuídos em determinados instantes de tempo.

Nota-se, pelo exposto, que, através do índice “Pi”, estipulam-se alterações de exposição de taxas de juros, das instituições financeiras em relação ao tempo.

O efeito de estudo de ETTJ passa, neste caso, a ser caracterizado como útil em exercícios de estimação das equações (3), (2) e (1).

Este procedimento imposto pelo BACEN se faz necessário para que seja controlada a exposição de um banco, por exemplo, quando toma recursos em determinadas condições e aplica tais recursos em condições diferenciadas (sejam tais condições entendidas como preço, prazo, formas de amortização e índices financeiros de indexação vinculados).

Extrapolando-se a realidade de controle do BACEN, determinada pelas Circulares anteriormente comentadas, uma ETTJ auxilia, também, uma série de outras atividades dos setores financeiros de instituições públicas ou privadas, seja na tarefa de precificação de operações de crédito, seja na determinação de cenários de *stress* em que determinadas carteiras de ativos ou passivos, sujeitas a risco, estiverem expostas.

Um dos riscos muito discutido atualmente é o chamado “Risco Brasil”, calculado pelo *J.P. Morgan Securities Inc.*, diariamente.

Ele mostra, resumidamente, o risco associado ao investimento em títulos da dívida pública brasileira, negociados no exterior, medido através da análise da remuneração adicional dos mesmos em relação à remuneração dos títulos do Tesouro dos Estados Unidos, ambos distribuídos em uma ETTJ.

Trata-se de um indicador que, além do referido *spread* comentado contempla fatores qualitativos pesquisados pela referida instituição.

A figura 12, a seguir, mostra o *spread* de risco medido em *basis points* (bps) ou “pontos percentuais”, em 20.04.2005, indicando 462 bps acima do Treasury dos Estados Unidos.

Este é um primeiro passo que justifica o estudo proposto neste trabalho, pois destaca, essencialmente, a necessidade de estimação de comportamento de duas curvas distintas: a curva de títulos de dívida soberana do Brasil e dos Estados Unidos.

ELI PBRL 1462.000 +5.000 462.000/--- Index **DES**
At 15:26 Op 456.000 Hi 465.000 Lo 445.000
Emerging Market Bond Indices Stripped Spreads Brazil

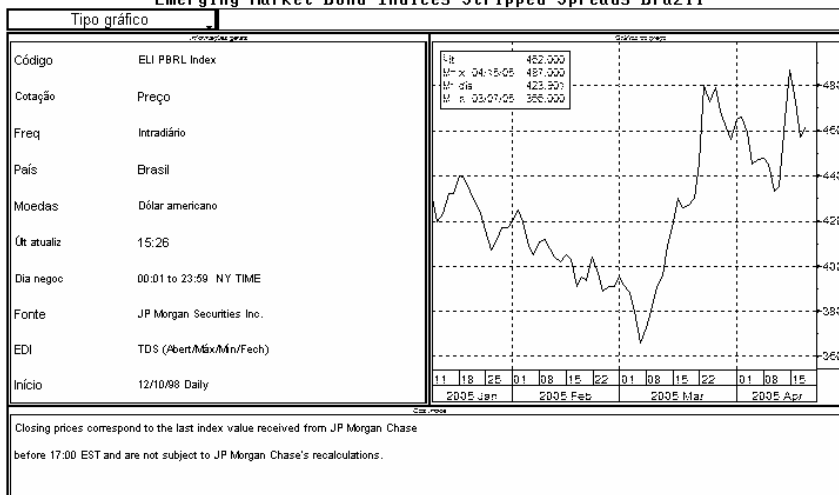


Figura 16 – Risco Brasil indicado pelo J.P. Morgan Securities Inc.
 Fonte: Bloomberg L. P., em 20.04.2005

Australia 81 2 9777 8600 Brazil 5511 3048 4500 Europe 44 20 7330 7500 Germany 49 69 920410
 Hong Kong 852 2977 6000 Japan 81 3 3201 8900 Singapore 65 6212 1000 U.S. 1 212 318 2000 Copyright 2005 Bloomberg L.P.
 6664-33-2 20-Apr-05 15:27:14

APÊNDICE B – Gráficos da taxa anual verificada nos nós de medição da curva de títulos públicos do Brasil e dos Estados Unidos (de 12.05.2000 a 06.05.2005)

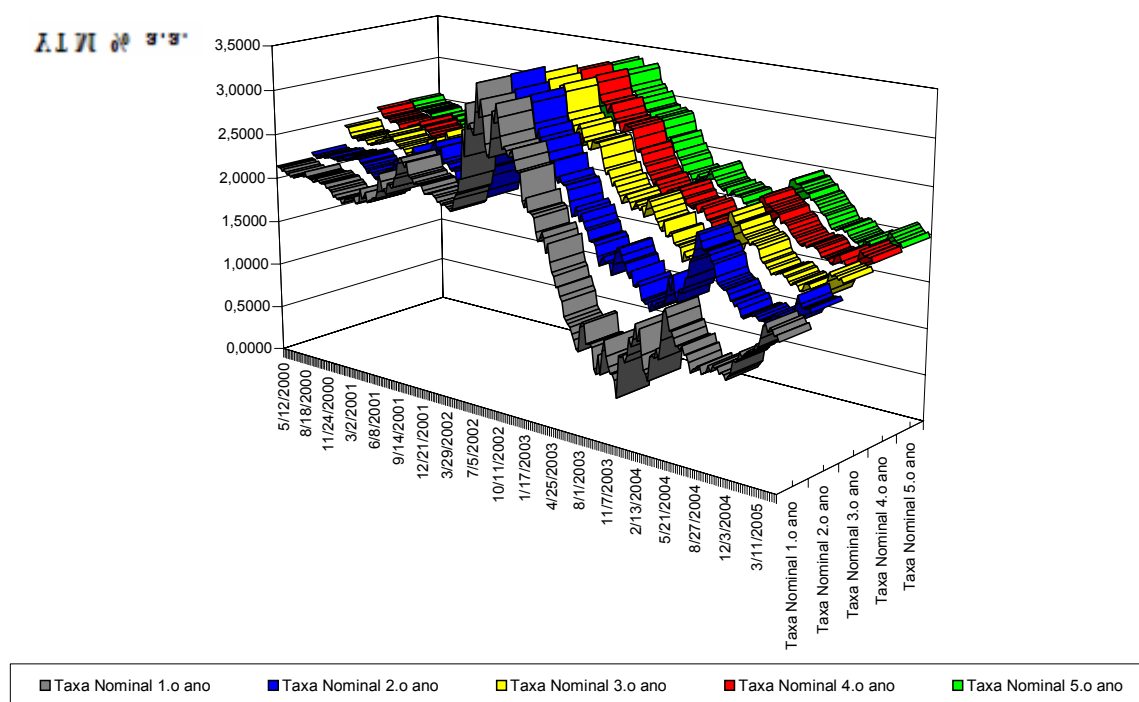


Figura 17 – dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil de 12.05.2000 a 06.05.2005
 Fonte: Bloomberg L. P.

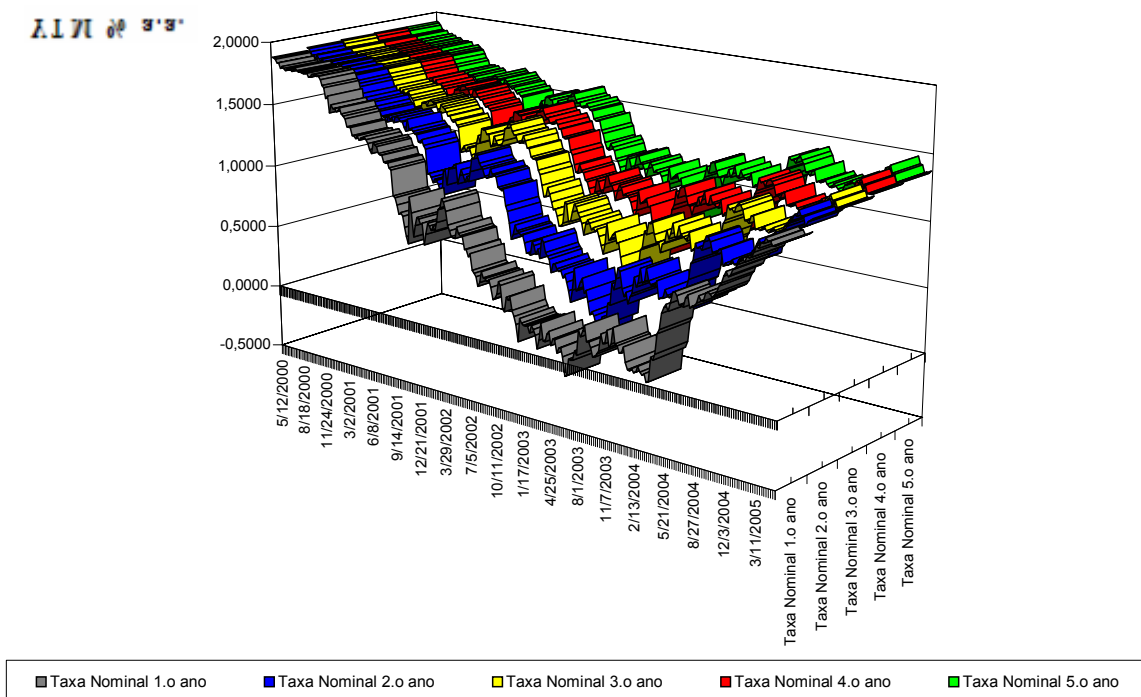


Figura 18 – YTM % a.a. dos “nós” de medição para a ETTJ EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005

Fonte: Bloomberg L. P.

**APÊNDICE C – Séries históricas dos valores da taxa anual verificada nos nós
de medição da curva de títulos públicos do Brasil e dos Estados Unidos (de
12.05.2000 a 06.05.2005)**

Tabela 12 – Série Histórica da YTM dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil de 12.05.2000 a 06.05.2005

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
12/05/2000	2,1424	2,2072	2,4310	2,5603	2,5642
19/05/2000	2,1330	2,1736	2,4150	2,5377	2,5471
26/05/2000	2,1270	2,1793	2,4150	2,5408	2,5494
02/06/2000	2,0992	2,1459	2,3504	2,4841	2,5006
09/06/2000	2,1211	2,1725	2,3125	2,4562	2,4706
16/06/2000	2,0943	2,1622	2,2966	2,4467	2,4613
23/06/2000	2,0694	2,1861	2,3115	2,4553	2,4807
30/06/2000	2,0894	2,1917	2,3036	2,4406	2,4698
07/07/2000	2,0541	2,1725	2,2834	2,4087	2,4519
14/07/2000	2,0707	2,2028	2,3036	2,4283	2,4621
21/07/2000	2,0490	2,1827	2,2925	2,4186	2,4536
28/07/2000	2,0819	2,2083	2,3125	2,4319	2,4579
04/08/2000	2,0707	2,1861	2,3185	2,4168	2,4467
11/08/2000	2,0980	2,1861	2,3026	2,4006	2,4397
18/08/2000	2,0980	2,1759	2,2618	2,3485	2,3997
25/08/2000	2,0980	2,1883	2,2732	2,3552	2,3952
01/09/2000	2,0844	2,1645	2,2607	2,3447	2,3860
08/09/2000	2,1412	2,2127	2,2752	2,3571	2,3814
15/09/2000	2,0906	2,2105	2,2925	2,3740	2,3997
22/09/2000	2,0832	2,2225	2,3214	2,4033	2,4266
29/09/2000	2,0757	2,1983	2,3036	2,3823	2,3979
06/10/2000	2,0732	2,1961	2,2976	2,3684	2,3768
13/10/2000	2,0477	2,2127	2,3273	2,3952	2,3988
20/10/2000	2,0631	2,2094	2,3408	2,4069	2,4239
27/10/2000	2,0956	2,2386	2,3768	2,4406	2,4579
03/11/2000	2,0769	2,2225	2,3795	2,4239	2,4423
10/11/2000	2,0580	2,2628	2,4432	2,4765	2,4932
17/11/2000	2,0554	2,2544	2,4141	2,4371	2,4630
24/11/2000	2,0580	2,2428	2,3997	2,4266	2,4596
01/12/2000	2,0554	2,2407	2,4033	2,4327	2,4647
08/12/2000	2,0149	2,2017	2,3590	2,3943	2,4230
15/12/2000	2,0202	2,1928	2,3485	2,3832	2,4123
22/12/2000	1,9974	2,1645	2,3243	2,3599	2,3805
29/12/2000	1,9810	2,1424	2,3106	2,3370	2,3495
05/01/2001	1,9344	2,1005	2,2875	2,3175	2,3341
12/01/2001	1,9530	2,1401	2,3056	2,3428	2,3618
19/01/2001	1,9184	2,1114	2,2814	2,3175	2,3389
26/01/2001	1,9169	2,0943	2,2450	2,2875	2,3155
02/02/2001	1,9199	2,0694	2,2257	2,2701	2,3006
09/02/2001	1,8764	2,0528	2,2235	2,2659	2,2986
16/02/2001	1,8961	2,0528	2,2181	2,2628	2,2976
23/02/2001	1,9344	2,0992	2,2597	2,3076	2,3408
02/03/2001	1,9615	2,1294	2,2752	2,3234	2,3561

continua a seguir

continuação da Tabela 12

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
09/03/2001	1,9502	2,1054	2,2332	2,2834	2,3175
16/03/2001	1,9629	2,1365	2,2471	2,2956	2,3389
23/03/2001	1,9573	2,1759	2,3273	2,3730	2,4015
30/03/2001	1,9824	2,1552	2,3273	2,3637	2,3842
06/04/2001	1,9184	2,1163	2,3243	2,3523	2,3740
13/04/2001	1,9184	2,1258	2,3026	2,3204	2,3437
20/04/2001	1,9344	2,1782	2,3552	2,3561	2,3814
27/04/2001	2,0857	2,3016	2,4441	2,4406	2,4536
04/05/2001	1,9851	2,2364	2,3758	2,3961	2,4015
11/05/2001	2,0162	2,2721	2,4177	2,4327	2,4380
18/05/2001	2,0592	2,3135	2,4406	2,4510	2,4570
25/05/2001	1,9559	2,2659	2,4476	2,4570	2,4656
01/06/2001	1,9824	2,2895	2,4857	2,4824	2,4924
08/06/2001	1,9713	2,2428	2,3943	2,4123	2,4230
15/06/2001	2,0149	2,2742	2,4096	2,4239	2,4319
22/06/2001	2,0109	2,2742	2,3943	2,4105	2,4204
29/06/2001	2,0202	2,2793	2,4015	2,4397	2,4501
06/07/2001	2,1005	2,3389	2,4397	2,4765	2,4874
13/07/2001	2,2986	2,4973	2,5825	2,6152	2,6239
20/07/2001	2,2203	2,4327	2,5217	2,5960	2,6071
27/07/2001	2,1138	2,3204	2,4105	2,4949	2,5289
03/08/2001	2,1471	2,3418	2,4292	2,5088	2,5440
10/08/2001	2,0943	2,2956	2,3915	2,4689	2,5080
17/08/2001	2,2159	2,3006	2,3943	2,4689	2,5063
24/08/2001	2,2039	2,3273	2,4141	2,4791	2,5153
31/08/2001	2,1804	2,3016	2,3933	2,4866	2,5072
07/09/2001	2,1849	2,3026	2,3952	2,4791	2,5006
14/09/2001	2,2854	2,3924	2,4782	2,5169	2,5424
21/09/2001	2,3302	2,4415	2,5297	2,5802	2,5885
28/09/2001	2,4621	2,5565	2,6355	2,6776	2,6851
05/10/2001	2,5225	2,5945	2,6665	2,7120	2,7147
12/10/2001	2,5257	2,6012	2,6504	2,6919	2,6817
19/10/2001	2,4791	2,5471	2,6019	2,6476	2,6546
26/10/2001	2,4345	2,5137	2,5572	2,6049	2,6369
02/11/2001	2,4874	2,5596	2,6159	2,6426	2,6700
09/11/2001	2,3533	2,4257	2,5055	2,5377	2,5795
16/11/2001	2,3380	2,3961	2,4527	2,5257	2,5711
23/11/2001	2,3253	2,4069	2,4275	2,5031	2,5487
30/11/2001	2,2711	2,3897	2,4230	2,5193	2,5634
07/12/2001	2,2956	2,3456	2,3832	2,4757	2,5377
14/12/2001	2,2814	2,3234	2,3730	2,4493	2,5145
21/12/2001	2,2752	2,3476	2,4319	2,4982	2,5463
28/12/2001	2,2701	2,3283	2,4195	2,4749	2,5297

continua a seguir

continuação da Tabela 12

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
04/01/2002	2,2192	2,2332	2,3312	2,3906	2,4689
11/01/2002	2,1883	2,2523	2,3674	2,4248	2,4891
18/01/2002	2,1939	2,2235	2,3665	2,4114	2,4899
25/01/2002	2,1972	2,2050	2,3599	2,4042	2,4832
01/02/2002	2,1994	2,2159	2,3684	2,4213	2,4998
08/02/2002	2,2192	2,2386	2,3712	2,4248	2,5039
15/02/2002	2,1894	2,2094	2,3399	2,3961	2,4732
22/02/2002	2,1713	2,1950	2,3341	2,3888	2,4613
01/03/2002	2,1306	2,1622	2,2915	2,3637	2,4362
08/03/2002	2,1424	2,1905	2,3135	2,3842	2,4389
15/03/2002	2,1078	2,1576	2,2576	2,3380	2,3933
22/03/2002	2,1342	2,1736	2,2783	2,3533	2,4105
29/03/2002	2,1199	2,1610	2,2513	2,3389	2,3979
05/04/2002	2,1017	2,1552	2,2638	2,3351	2,3915
12/04/2002	2,0832	2,1211	2,2354	2,3341	2,3933
19/04/2002	2,0631	2,1066	2,2311	2,3341	2,3943
26/04/2002	2,0882	2,1928	2,2935	2,4033	2,4415
03/05/2002	2,1983	2,3456	2,4406	2,4940	2,5137
10/05/2002	2,2544	2,4441	2,5137	2,5696	2,5870
17/05/2002	2,2793	2,4732	2,5321	2,5787	2,5908
24/05/2002	2,4310	2,6056	2,6247	2,6181	2,6391
31/05/2002	2,4345	2,5810	2,6064	2,6247	2,6440
07/06/2002	2,9544	2,9434	2,8965	2,8859	2,8513
14/06/2002	2,6783	2,7067	2,8255	2,8397	2,8599
21/06/2002	3,2347	3,2722	3,1726	3,1028	3,1237
28/06/2002	2,9801	3,0267	3,1625	3,1718	3,1835
05/07/2002	3,0378	3,0810	3,1760	3,1730	3,1697
12/07/2002	2,9832	3,0229	3,1100	3,1032	3,0759
19/07/2002	2,9208	2,9878	3,0559	3,0576	3,0449
26/07/2002	3,1679	3,2117	3,2620	3,1635	3,1631
02/08/2002	3,4734	3,4865	3,4279	3,3909	3,3739
09/08/2002	3,1204	3,1512	3,2106	3,1948	3,1999
16/08/2002	3,3065	3,3322	3,3555	3,3803	3,3595
23/08/2002	3,1362	3,1564	3,2357	3,2660	3,2601
30/08/2002	2,8517	2,8597	2,9945	3,0628	3,0966
06/09/2002	2,7380	2,7623	2,9930	3,0698	3,0816
13/09/2002	2,7211	2,7454	2,9614	3,0864	3,0640
20/09/2002	2,9167	2,9368	3,1793	3,1781	3,2002
27/09/2002	3,2079	3,2229	3,3115	3,3196	3,3052
04/10/2002	3,0911	3,1041	3,2461	3,2668	3,2380
11/10/2002	3,2912	3,3001	3,3343	3,3484	3,3298
18/10/2002	3,1529	3,2252	3,2566	3,2755	3,2836
25/10/2002	2,9637	3,0077	3,0302	3,1449	3,1583

continua a seguir

continuação da Tabela 12

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
01/11/2002	2,8333	2,8417	2,9555	3,0653	3,1006
08/11/2002	2,8650	2,9590	2,9668	3,0740	3,1119
15/11/2002	2,8276	2,8714	2,9085	3,0472	3,0733
22/11/2002	2,7586	2,7897	2,8149	2,9660	2,9944
29/11/2002	2,8122	2,8438	2,8829	3,0151	3,0362
06/12/2002	2,8513	2,8508	2,9339	3,0646	3,0461
13/12/2002	2,7412	2,7287	2,8922	2,9711	2,9890
20/12/2002	2,6354	2,6422	2,7980	2,9072	2,9243
27/12/2002	2,6221	2,6345	2,7614	2,8807	2,9108
03/01/2003	2,6308	2,6526	2,7649	2,8790	2,9096
10/01/2003	2,3391	2,4797	2,6912	2,7848	2,8224
17/01/2003	2,2759	2,4345	2,6879	2,7842	2,8238
24/01/2003	2,3786	2,5039	2,7873	2,8739	2,8873
31/01/2003	2,2372	2,4390	2,7711	2,8745	2,8662
07/02/2003	2,2386	2,4161	2,7715	2,8529	2,8472
14/02/2003	2,2161	2,4201	2,7790	2,8611	2,8625
21/02/2003	2,1885	2,3719	2,7355	2,8363	2,8381
28/02/2003	2,0394	2,2582	2,6152	2,7375	2,7529
07/03/2003	1,9516	2,1038	2,5118	2,6194	2,6580
14/03/2003	1,9952	2,1131	2,4578	2,6011	2,6302
21/03/2003	2,0591	2,2100	2,5026	2,6344	2,6639
28/03/2003	1,9982	2,1716	2,4215	2,5771	2,6114
04/04/2003	1,8517	2,0695	2,3464	2,4874	2,5196
11/04/2003	1,9518	2,1550	2,3962	2,4620	2,5325
18/04/2003	1,7602	2,0726	2,3415	2,3949	2,4624
25/04/2003	1,6615	2,0085	2,2856	2,3724	2,4397
02/05/2003	1,6253	1,9908	2,2544	2,3261	2,3871
09/05/2003	1,5130	1,8887	2,1820	2,2756	2,2876
16/05/2003	1,5215	1,8838	2,2483	2,3250	2,3074
23/05/2003	1,4269	1,8889	2,2789	2,2821	2,3251
30/05/2003	1,3796	1,8514	2,2394	2,2481	2,3050
06/06/2003	1,2262	1,7418	2,2021	2,1941	2,2533
13/06/2003	1,1908	1,6486	2,1365	2,1417	2,2111
20/06/2003	1,1622	1,7244	2,1699	2,1865	2,2571
27/06/2003	1,1305	1,7496	2,2218	2,2452	2,3179
04/07/2003	1,0647	1,6990	2,1910	2,2566	2,2935
11/07/2003	1,0081	1,7111	2,1502	2,2671	2,2922
18/07/2003	0,9192	1,6980	2,1885	2,2498	2,2818
25/07/2003	0,8960	1,5768	2,0827	2,1982	2,2676
01/08/2003	1,1625	1,6961	2,1700	2,2756	2,3376
08/08/2003	1,2135	1,8273	2,2795	2,2972	2,4013
15/08/2003	1,2028	1,8790	2,2573	2,2651	2,3817
22/08/2003	0,9967	1,8809	2,2065	2,2076	2,3188

continua a seguir

continuação da Tabela 12

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
29/08/2003	1,0076	1,8083	2,1532	2,1944	2,2894
05/09/2003	1,0083	1,7395	2,0878	2,1358	2,2453
12/09/2003	0,9770	1,7304	2,0590	2,1251	2,2304
19/09/2003	0,7581	1,6412	2,0035	2,1103	2,2145
26/09/2003	0,7076	1,5879	1,9712	2,1063	2,1977
03/10/2003	0,9143	1,6699	2,0796	2,1513	2,2296
10/10/2003	0,7147	1,5236	1,9274	2,0720	2,1520
17/10/2003	0,9690	1,5123	1,9307	2,0799	2,1755
24/10/2003	1,0861	1,5677	1,9775	2,1440	2,2134
31/10/2003	0,9214	1,5323	1,9710	2,1237	2,2000
07/11/2003	0,8152	1,3915	1,8748	2,0623	2,1717
14/11/2003	0,7559	1,3837	1,8561	2,0172	2,1751
21/11/2003	0,7525	1,3585	1,8556	2,0139	2,1787
28/11/2003	0,6961	1,3814	1,8402	1,9945	2,1633
05/12/2003	0,5170	1,2955	1,6966	1,8571	2,1046
12/12/2003	0,9657	1,3983	1,8031	1,9470	2,1069
19/12/2003	0,9531	1,3435	1,7520	1,8654	2,0762
26/12/2003	0,9789	1,3921	1,7648	1,8658	2,0893
02/01/2004	0,9085	1,4015	1,7420	1,8981	2,0767
09/01/2004	0,9877	1,3625	1,5812	1,7625	1,9499
16/01/2004	1,1749	1,4138	1,5870	1,8086	1,9562
23/01/2004	1,0932	1,4049	1,6223	1,8325	1,9569
30/01/2004	1,1735	1,4919	1,6731	1,9247	2,0740
06/02/2004	1,3375	1,6846	1,8679	2,0485	2,1766
13/02/2004	1,1635	1,5615	1,7773	1,9813	2,1154
20/02/2004	1,2975	1,7254	2,0034	2,1362	2,2491
27/02/2004	1,0310	1,5511	1,9255	2,0843	2,1622
05/03/2004	0,8843	1,4528	1,8428	2,0130	2,1285
12/03/2004	0,8492	1,5917	1,8631	2,0101	2,1500
19/03/2004	0,7804	1,5556	1,7918	1,9646	2,0982
26/03/2004	1,0355	1,6152	1,8729	2,0099	2,1385
02/04/2004	1,0664	1,7244	1,8908	2,0395	2,1392
09/04/2004	1,0377	1,7375	1,8884	2,0444	2,1507
16/04/2004	1,1343	1,9018	2,0443	2,1411	2,2528
23/04/2004	1,0311	1,9427	2,0431	2,1636	2,2637
30/04/2004	1,2336	2,0319	2,1362	2,2234	2,3178
07/05/2004	1,5312	2,2153	2,3144	2,3731	2,4427
14/05/2004	1,5712	2,1973	2,3224	2,3816	2,4593
21/05/2004	1,4829	2,1308	2,2803	2,3666	2,4608
28/05/2004	1,3528	2,0544	2,2214	2,3027	2,4134
04/06/2004	1,3516	2,0467	2,2195	2,3122	2,4180
11/06/2004	1,2863	2,0461	2,2183	2,2883	2,4147
18/06/2004	1,2129	2,0124	2,1519	2,2726	2,3858

continua a seguir

continuação da Tabela 12

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
25/06/2004	1,2177	1,9525	2,1056	2,2513	2,3609
02/07/2004	1,1876	1,9322	2,0883	2,2349	2,3396
09/07/2004	1,2346	1,8052	2,0752	2,2250	2,3391
16/07/2004	1,1457	1,7473	2,0223	2,1377	2,2808
23/07/2004	1,1532	1,7270	2,0583	2,1630	2,2828
30/07/2004	1,0806	1,7095	2,0451	2,1455	2,2656
06/08/2004	0,9837	1,6955	2,0268	2,1284	2,2355
13/08/2004	1,0217	1,6994	1,9979	2,0855	2,2089
20/08/2004	1,0377	1,6573	1,9119	2,0487	2,1688
27/08/2004	1,0647	1,5992	1,8738	2,0258	2,1485
03/09/2004	1,0746	1,5989	1,8647	2,0115	2,1374
10/09/2004	0,9944	1,5519	1,8280	1,9815	2,1014
17/09/2004	1,0137	1,5817	1,8132	1,9603	2,0529
24/09/2004	1,0294	1,5340	1,7696	1,9456	2,0158
01/10/2004	1,1003	1,4646	1,7871	1,9827	2,0292
08/10/2004	1,0475	1,4529	1,7792	1,9400	2,0103
15/10/2004	1,1135	1,4913	1,8041	1,9722	2,0345
22/10/2004	1,0954	1,5041	1,8010	1,9692	2,0423
29/10/2004	1,1047	1,5059	1,8077	1,9759	2,0442
05/11/2004	1,0463	1,4947	1,7791	1,9613	2,0138
12/11/2004	1,0661	1,5135	1,7722	1,9477	2,0258
19/11/2004	1,0480	1,4939	1,7353	1,9132	1,9799
26/11/2004	1,0034	1,4708	1,7056	1,8721	1,9575
03/12/2004	1,0418	1,4709	1,7380	1,8793	1,9406
10/12/2004	1,0768	1,4713	1,7329	1,8706	1,9287
17/12/2004	1,2182	1,4631	1,7098	1,8683	1,9230
24/12/2004	1,2031	1,4484	1,6683	1,8312	1,8949
31/12/2004	1,2340	1,4719	1,6632	1,8214	1,8828
07/01/2005	1,3159	1,5598	1,7516	1,9139	1,9695
14/01/2005	1,2725	1,5479	1,7502	1,9359	1,9487
21/01/2005	1,3003	1,5620	1,7532	1,9344	1,9625
28/01/2005	1,3297	1,5462	1,7104	1,8688	1,9314
04/02/2005	1,3497	1,5424	1,7218	1,8847	1,9261
11/02/2005	1,3416	1,4933	1,6696	1,8415	1,9070
18/02/2005	1,3643	1,5033	1,6669	1,8166	1,8916
25/02/2005	1,4306	1,5116	1,6525	1,8024	1,8834
04/03/2005	1,4094	1,5047	1,6487	1,8015	1,8900
11/03/2005	1,5033	1,5574	1,7098	1,8460	1,9685
18/03/2005	1,6312	1,7148	1,8222	1,9271	2,0290
25/03/2005	1,6630	1,8092	1,9185	2,0241	2,0996
01/04/2005	1,5774	1,7258	1,8825	1,9988	2,0856
08/04/2005	1,6252	1,6938	1,9059	1,9801	2,0535
15/04/2005	1,6111	1,6935	1,8920	1,9858	2,0285

continua a seguir

continuação da Tabela 12

Taxas Nominais para o Brasil % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
22/04/2005	1,5535	1,6939	1,8633	1,9667	2,0052
29/04/2005	1,5676	1,7032	1,8870	1,9809	2,0156
06/05/2005	1,5101	1,6695	1,8405	1,9260	1,9675

Fonte: Bloomberg L. P.

Tabela 13 – Série Histórica da YTM dos “nós” de medição para a ETTJ EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
12/05/2000	1,8810	1,9066	1,9169	1,9228	1,9228
19/05/2000	1,8795	1,8991	1,9110	1,9169	1,9110
26/05/2000	1,8703	1,8779	1,8901	1,8946	1,8946
02/06/2000	1,8421	1,8500	1,8594	1,8641	1,8594
09/06/2000	1,8469	1,8547	1,8563	1,8594	1,8547
16/06/2000	1,8050	1,8245	1,8245	1,8294	1,8245
23/06/2000	1,8213	1,8579	1,8579	1,8594	1,8563
30/06/2000	1,8099	1,8310	1,8278	1,8278	1,8278
07/07/2000	1,7934	1,8132	1,8099	1,8099	1,8116
14/07/2000	1,8099	1,8326	1,8310	1,8326	1,8358
21/07/2000	1,8034	1,8165	1,8148	1,8197	1,8197
28/07/2000	1,8099	1,8165	1,8229	1,8229	1,8262
04/08/2000	1,7951	1,7918	1,7934	1,7984	1,8001
11/08/2000	1,8132	1,8165	1,8132	1,8132	1,8116
18/08/2000	1,8310	1,8310	1,8229	1,8148	1,8116
25/08/2000	1,8099	1,8262	1,8099	1,8017	1,7984
01/09/2000	1,8017	1,8066	1,7918	1,7851	1,7834
08/09/2000	1,8017	1,8132	1,7984	1,7918	1,7884
15/09/2000	1,7984	1,8148	1,7967	1,7951	1,7934
22/09/2000	1,7934	1,8083	1,7918	1,7934	1,7934
29/09/2000	1,7984	1,7901	1,7817	1,7800	1,7817
06/10/2000	1,8034	1,7884	1,7800	1,7817	1,7901
13/10/2000	1,7733	1,7647	1,7561	1,7579	1,7613
20/10/2000	1,7766	1,7596	1,7475	1,7475	1,7509
27/10/2000	1,8001	1,7766	1,7630	1,7613	1,7613
03/11/2000	1,8001	1,7783	1,7699	1,7733	1,7750
10/11/2000	1,8050	1,7527	1,7579	1,7630	1,7579
17/11/2000	1,7918	1,7475	1,7492	1,7544	1,7475
24/11/2000	1,7951	1,7457	1,7440	1,7422	1,7405
01/12/2000	1,7699	1,7047	1,7066	1,7084	1,7102
08/12/2000	1,7281	1,6827	1,6771	1,6771	1,6771
15/12/2000	1,7120	1,6620	1,6563	1,6563	1,6544
22/12/2000	1,6312	1,6014	1,6034	1,6054	1,6054
29/12/2000	1,6525	1,6134	1,6194	1,6214	1,6233
05/01/2001	1,5217	1,5195	1,5390	1,5539	1,5602
12/01/2001	1,5892	1,5892	1,6034	1,6292	1,6292
19/01/2001	1,5602	1,5560	1,5686	1,5892	1,5974
26/01/2001	1,5644	1,5665	1,5913	1,6154	1,6233
02/02/2001	1,5412	1,5390	1,5686	1,5831	1,6034
09/02/2001	1,5518	1,5497	1,5644	1,5790	1,5953
16/02/2001	1,5769	1,5644	1,5892	1,5933	1,6114
23/02/2001	1,5326	1,5304	1,5602	1,5728	1,5974
02/03/2001	1,5173	1,5063	1,5369	1,5539	1,5728

continua a seguir

continuação da Tabela 13

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
09/03/2001	1,4996	1,4974	1,5217	1,5581	1,5644
16/03/2001	1,4375	1,4586	1,4725	1,5085	1,5282
23/03/2001	1,4375	1,4563	1,4656	1,4974	1,5173
30/03/2001	1,4375	1,4516	1,4748	1,5085	1,5282
06/04/2001	1,3762	1,4207	1,4540	1,4929	1,5173
13/04/2001	1,3762	1,4725	1,5195	1,5644	1,5665
20/04/2001	1,3584	1,4446	1,5151	1,5623	1,5851
27/04/2001	1,3838	1,4656	1,5261	1,5851	1,5974
04/05/2001	1,3533	1,4279	1,4974	1,5623	1,5686
11/05/2001	1,3737	1,4725	1,5412	1,6014	1,6233
18/05/2001	1,3712	1,4816	1,5518	1,6094	1,6390
25/05/2001	1,3863	1,4679	1,5433	1,6094	1,6233
01/06/2001	1,3661	1,4469	1,5304	1,5892	1,6094
08/06/2001	1,3403	1,4446	1,5326	1,5810	1,6014
15/06/2001	1,2947	1,4036	1,4861	1,5433	1,5748
22/06/2001	1,2669	1,3788	1,4563	1,5195	1,5560
29/06/2001	1,3533	1,4748	1,5326	1,5872	1,6233
06/07/2001	1,3403	1,3962	1,5151	1,5851	1,6014
13/07/2001	1,3297	1,4085	1,5019	1,5623	1,5831
20/07/2001	1,2782	1,3863	1,4770	1,5369	1,5665
27/07/2001	1,2669	1,3712	1,4493	1,5151	1,5497
03/08/2001	1,2698	1,3661	1,4540	1,5239	1,5644
10/08/2001	1,2208	1,3137	1,4183	1,4884	1,5369
17/08/2001	1,2149	1,3083	1,4085	1,4679	1,5151
24/08/2001	1,2179	1,3350	1,4207	1,4793	1,5282
31/08/2001	1,1848	1,2920	1,3888	1,4563	1,5019
07/09/2001	1,1694	1,2641	1,3762	1,4398	1,4951
14/09/2001	0,9708	1,0716	1,1756	1,3164	1,3661
21/09/2001	0,9594	1,0784	1,2060	1,3297	1,3813
28/09/2001	0,9042	1,0508	1,2326	1,3218	1,3888
05/10/2001	0,8372	1,0116	1,1909	1,2947	1,3635
12/10/2001	0,8502	1,0403	1,2267	1,3324	1,4036
19/10/2001	0,8242	1,0367	1,2238	1,3218	1,3913
26/10/2001	0,7419	1,0043	1,1725	1,2809	1,3712
02/11/2001	0,6729	0,9517	1,1282	1,2442	1,3324
09/11/2001	0,6206	0,9282	1,1086	1,2296	1,3244
16/11/2001	0,9895	1,1184	1,2698	1,3813	1,4633
23/11/2001	0,8671	1,1378	1,3376	1,4183	1,4907
30/11/2001	0,6831	1,0188	1,2865	1,3610	1,4255
07/12/2001	0,7747	1,1474	1,3962	1,4656	1,5239
14/12/2001	0,8416	1,1569	1,3913	1,4679	1,5347
21/12/2001	0,8329	1,1537	1,3938	1,4656	1,5282
28/12/2001	0,7975	1,1878	1,3610	1,4469	1,5107

continua a seguir

continuação da Tabela 13

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
04/01/2002	0,8065	1,1939	1,3635	1,4469	1,5151
11/01/2002	0,6419	1,0438	1,2698	1,3610	1,4375
18/01/2002	0,7275	1,1119	1,2892	1,3788	1,4586
25/01/2002	0,8154	1,1600	1,3558	1,4422	1,5129
01/02/2002	0,7975	1,1217	1,3218	1,4134	1,4884
08/02/2002	0,7655	1,0750	1,2892	1,3863	1,4656
15/02/2002	0,8020	1,1151	1,2975	1,3938	1,4725
22/02/2002	0,7701	1,0818	1,2892	1,3788	1,4563
01/03/2002	0,8372	1,1600	1,3350	1,4183	1,4929
08/03/2002	0,9400	1,2641	1,4327	1,4996	1,5665
15/03/2002	0,9594	1,2669	1,4422	1,5085	1,5665
22/03/2002	1,0296	1,3083	1,4793	1,5412	1,5953
29/03/2002	1,0080	1,3002	1,4702	1,5390	1,5933
05/04/2002	0,9400	1,2413	1,4207	1,4907	1,5476
12/04/2002	0,8372	1,2119	1,3938	1,4656	1,5261
19/04/2002	0,7975	1,2000	1,3962	1,4725	1,5326
26/04/2002	0,7561	1,1474	1,3507	1,4327	1,4996
03/05/2002	0,7467	1,1378	1,3403	1,4303	1,4974
10/05/2002	0,7467	1,1474	1,3558	1,4327	1,4996
17/05/2002	0,8372	1,2119	1,4012	1,4609	1,5326
24/05/2002	0,7930	1,1756	1,3661	1,4303	1,5063
31/05/2002	0,7793	1,1725	1,3137	1,3987	1,4861
07/06/2002	0,7747	1,1600	1,3137	1,4012	1,4816
14/06/2002	0,6780	1,0852	1,2499	1,3403	1,4207
21/06/2002	0,6831	1,0716	1,2384	1,3297	1,4085
28/06/2002	0,6313	1,0647	1,2384	1,3324	1,4085
05/07/2002	0,6575	1,0784	1,2326	1,3403	1,4183
12/07/2002	0,5306	0,9517	1,1569	1,2442	1,3403
19/07/2002	0,5128	0,9115	1,1250	1,2132	1,3152
26/07/2002	0,4882	0,8242	1,0448	1,1377	1,2488
02/08/2002	0,4186	0,7016	0,9584	1,0831	1,2020
09/08/2002	0,4523	0,7402	0,9629	1,0764	1,1943
16/08/2002	0,5387	0,8190	1,0378	1,1479	1,2487
23/08/2002	0,4934	0,7761	0,9893	1,1034	1,2210
30/08/2002	0,4915	0,7687	0,9281	1,0872	1,1937
06/09/2002	0,4750	0,7511	0,8733	1,0327	1,1342
13/09/2002	0,4914	0,7543	0,8793	1,0209	1,1141
20/09/2002	0,4359	0,6946	0,8272	0,9711	1,0694
27/09/2002	0,3456	0,6203	0,7529	0,9172	1,0166
04/10/2002	0,3572	0,6226	0,7539	0,9194	1,0241
11/10/2002	0,3937	0,6134	0,7838	0,9536	1,0582
18/10/2002	0,4926	0,7188	0,9495	1,0570	1,1641
25/10/2002	0,4671	0,6916	0,9366	1,0419	1,1533

continua a seguir

continuação da Tabela 13

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
01/11/2002	0,2925	0,6275	0,8025	0,9745	1,0939
08/11/2002	0,2755	0,6736	0,8085	0,9528	1,0635
15/11/2002	0,3885	0,6021	0,8879	1,0016	1,1086
22/11/2002	0,3691	0,7636	0,9478	1,0956	1,1897
29/11/2002	0,4033	0,7338	0,9330	1,1020	1,1904
06/12/2002	0,2974	0,6595	0,8873	1,0432	1,1369
13/12/2002	0,2560	0,6326	0,8548	1,0312	1,1275
20/12/2002	0,1975	0,6139	0,8120	0,9875	1,0891
27/12/2002	0,0703	0,5155	0,7246	0,9212	1,0323
03/01/2003	0,2532	0,5839	0,8130	0,9975	1,1059
10/01/2003	0,2208	0,5886	0,8493	1,0451	1,1553
17/01/2003	0,2088	0,5556	0,8262	1,0308	1,1355
24/01/2003	0,2056	0,5365	0,7788	0,9710	1,0817
31/01/2003	0,2089	0,5514	0,7983	0,9857	1,1014
07/02/2003	0,1602	0,4965	0,7722	0,9752	1,0817
14/02/2003	0,2213	0,5257	0,7920	0,9617	1,0900
21/02/2003	0,1948	0,4693	0,7396	0,9287	1,0610
28/02/2003	0,1540	0,4069	0,6724	0,8685	1,0015
07/03/2003	0,0535	0,3208	0,6101	0,8208	0,9614
14/03/2003	0,1251	0,4183	0,6917	0,8763	1,0060
21/03/2003	0,2585	0,5889	0,8562	1,0369	1,1460
28/03/2003	0,1279	0,4210	0,7262	0,9357	1,0564
04/04/2003	0,1261	0,4416	0,7443	0,9489	1,0734
11/04/2003	0,1858	0,4954	0,7738	0,9668	1,0901
18/04/2003	0,2101	0,5283	0,7980	0,9845	1,1044
25/04/2003	0,1071	0,4177	0,7184	0,9198	1,0525
02/05/2003	0,1613	0,4424	0,7264	0,9330	1,0769
09/05/2003	0,1595	0,3579	0,6171	0,8177	0,9687
16/05/2003	0,0619	0,2618	0,5263	0,7276	0,8848
23/05/2003	0,1052	0,2907	0,5257	0,7201	0,8657
30/05/2003	0,1123	0,2629	0,4830	0,6911	0,8551
06/06/2003	0,0468	0,2014	0,4458	0,6738	0,8500
13/06/2003	-0,0988	0,0459	0,3209	0,5512	0,7409
20/06/2003	-0,0885	0,1389	0,4374	0,6665	0,8460
27/06/2003	0,0393	0,2677	0,5395	0,7541	0,9156
04/07/2003	0,0360	0,2367	0,5419	0,7599	0,9352
11/07/2003	0,0395	0,2201	0,5368	0,7696	0,9310
18/07/2003	0,1167	0,3838	0,7077	0,9390	1,0848
25/07/2003	0,0849	0,3741	0,7291	0,9782	1,1247
01/08/2003	0,2841	0,5417	0,8564	1,0847	1,2069
08/08/2003	0,2336	0,4994	0,8341	1,0383	1,1549
15/08/2003	0,2763	0,5870	0,9278	1,1190	1,2413
22/08/2003	0,3271	0,6686	0,9256	1,1328	1,2498

continua a seguir

continuação da Tabela 13

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
29/08/2003	0,2078	0,6478	0,9372	1,1341	1,2472
05/09/2003	0,2106	0,5201	0,8469	1,0621	1,1875
12/09/2003	0,1702	0,4644	0,7902	0,9981	1,1413
19/09/2003	0,1062	0,5000	0,7973	0,9946	1,1416
26/09/2003	0,1101	0,4188	0,7221	0,9294	1,0822
03/10/2003	0,1374	0,4772	0,7890	0,9975	1,1486
10/10/2003	0,1609	0,5016	0,8046	1,0046	1,1552
17/10/2003	0,2923	0,6282	0,9006	1,0744	1,2131
24/10/2003	0,2264	0,5585	0,8376	1,0175	1,1603
31/10/2003	0,2284	0,5904	0,8783	1,0615	1,1906
07/11/2003	0,3329	0,7058	0,9636	1,1256	1,2538
14/11/2003	0,2094	0,5996	0,8614	1,0333	1,1725
21/11/2003	0,2396	0,6154	0,8664	1,0275	1,1655
28/11/2003	0,3642	0,7155	0,9498	1,1031	1,2269
05/12/2003	0,2473	0,6271	0,8939	1,0539	1,1883
12/12/2003	0,2353	0,6003	0,8765	1,0457	1,1735
19/12/2003	0,1872	0,5985	0,8650	1,0260	1,1651
26/12/2003	0,1907	0,5914	0,8526	1,0240	1,1639
02/01/2004	0,2403	0,6413	0,9198	1,0887	1,2212
09/01/2004	0,1281	0,5112	0,7847	0,9682	1,1159
16/01/2004	0,0783	0,5178	0,8020	0,9927	1,1344
23/01/2004	0,0753	0,5203	0,8139	1,0032	1,1379
30/01/2004	0,0949	0,5906	0,8520	1,0476	1,1652
06/02/2004	0,0697	0,5516	0,8233	1,0264	1,1470
13/02/2004	0,0787	0,5366	0,7983	0,9832	1,1246
20/02/2004	0,1252	0,5605	0,8233	1,0095	1,1481
27/02/2004	0,0860	0,4893	0,7727	0,9568	1,1022
05/03/2004	0,0702	0,4430	0,7261	0,9127	1,0572
12/03/2004	0,0812	0,4526	0,7024	0,8846	1,0411
19/03/2004	0,0237	0,4335	0,6909	0,8759	1,0331
26/03/2004	0,0313	0,4642	0,7113	0,8951	1,0555
02/04/2004	0,2173	0,6277	0,8627	1,0320	1,1740
09/04/2004	0,1999	0,6428	0,8861	1,0533	1,1895
16/04/2004	0,2473	0,7050	0,9423	1,1042	1,2312
23/04/2004	0,4003	0,8242	1,0380	1,1811	1,2906
30/04/2004	0,4347	0,8502	1,0679	1,2098	1,3086
07/05/2004	0,5563	0,9775	1,1765	1,3075	1,3933
14/05/2004	0,6019	0,9471	1,1504	1,2765	1,3762
21/05/2004	0,6280	0,9611	1,1611	1,2858	1,3793
28/05/2004	0,5819	0,9394	1,1345	1,2538	1,3602
04/06/2004	0,6473	1,0023	1,1841	1,2988	1,3997
11/06/2004	0,7269	1,0474	1,2110	1,3128	1,4223
18/06/2004	0,7355	1,0442	1,1979	1,3001	1,3876

continua a seguir

continuação da Tabela 13

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
25/06/2004	0,7089	1,0123	1,1695	1,2701	1,3595
02/07/2004	0,6468	0,9393	1,0928	1,2046	1,3027
09/07/2004	0,6483	0,9364	1,0931	1,2056	1,3055
16/07/2004	0,6389	0,9335	1,0778	1,1849	1,2828
23/07/2004	0,7087	0,9709	1,1349	1,2301	1,3232
30/07/2004	0,7338	0,9750	1,1400	1,2379	1,3307
06/08/2004	0,6437	0,8592	1,0405	1,1436	1,2456
13/08/2004	0,6589	0,8821	1,0534	1,1438	1,2508
20/08/2004	0,6636	0,8734	1,0414	1,1414	1,2468
27/08/2004	0,6909	0,8859	1,0607	1,1549	1,2589
03/09/2004	0,7460	0,9195	1,0797	1,1725	1,2718
10/09/2004	0,7154	0,8863	1,0494	1,1367	1,2441
17/09/2004	0,7148	0,8877	1,0396	1,1257	1,2263
24/09/2004	0,7762	0,9279	1,0621	1,1296	1,2248
01/10/2004	0,7868	0,9422	1,0805	1,1614	1,2562
08/10/2004	0,7737	0,9287	1,0665	1,1464	1,2430
15/10/2004	0,7583	0,9047	1,0391	1,1240	1,2213
22/10/2004	0,7730	0,9061	1,0359	1,1100	1,2061
29/10/2004	0,8006	0,9184	1,0463	1,1222	1,2162
05/11/2004	0,8488	1,0113	1,1054	1,1871	1,2618
12/11/2004	0,8728	1,0314	1,1273	1,1946	1,2650
19/11/2004	0,9235	1,0692	1,1540	1,2182	1,2836
26/11/2004	0,9597	1,1048	1,1792	1,2399	1,3017
03/12/2004	0,9271	1,0677	1,1546	1,2191	1,2861
10/12/2004	0,9444	1,0761	1,1496	1,2061	1,2696
17/12/2004	0,9829	1,1028	1,1613	1,2229	1,2903
24/12/2004	0,9968	1,1045	1,1624	1,2264	1,2927
31/12/2004	1,0241	1,1257	1,1770	1,2448	1,3046
07/01/2005	1,0529	1,1634	1,2164	1,2736	1,3309
14/01/2005	1,0769	1,1773	1,2275	1,2771	1,3171
21/01/2005	1,0549	1,1558	1,1990	1,2552	1,2932
28/01/2005	1,0947	1,1849	1,2237	1,2714	1,3053
04/02/2005	1,0889	1,1878	1,2302	1,2712	1,3026
11/02/2005	1,0982	1,2016	1,2401	1,2770	1,3051
18/02/2005	1,1365	1,2352	1,2771	1,3217	1,3544
25/02/2005	1,1806	1,2609	1,2960	1,3349	1,3587
04/03/2005	1,1687	1,2800	1,3136	1,3529	1,3761
11/03/2005	1,2120	1,3258	1,3728	1,4144	1,4420
18/03/2005	1,2099	1,3173	1,3593	1,4008	1,4269
25/03/2005	1,2508	1,3636	1,4000	1,4409	1,4651
01/04/2005	1,2277	1,3224	1,3598	1,3975	1,4106
08/04/2005	1,2349	1,3226	1,3606	1,3977	1,4067
15/04/2005	1,2034	1,2615	1,3151	1,3411	1,3509

continua a seguir

continuação da Tabela 13

Taxas Nominais para os EUA % a.a.					
Data	Taxa Nominal 1.o ano	Taxa Nominal 2.o ano	Taxa Nominal 3.o ano	Taxa Nominal 4.o ano	Taxa Nominal 5.o ano
22/04/2005	1,2082	1,2946	1,3135	1,3416	1,3572
29/04/2005	1,2191	1,3060	1,3149	1,3410	1,3530
06/05/2005	1,2324	1,3243	1,3337	1,3548	1,3741

Fonte: Bloomberg L. P.

APÊNDICE D – Teoria das Expectativas Puras (TEP): tabelas de séries históricas e gráficos ilustrativos dos resultados projetados/verificados nos nós de medição das ETTJ Brasil e Estados Unidos

Tabela 14 – Prêmio Anual dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil e EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005 (261 amostras)

Data	Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ Brasil (% a. a.)				Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ EUA (% a. a.)			
	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano
12/05/2000	0,1288	0,7222	0,7900	0,4280	0,0502	0,0556	0,0583	0,0410
19/05/2000	0,0796	0,7506	0,7573	0,4425	0,0386	0,0544	0,0541	0,0078
26/05/2000	0,1023	0,7452	0,7756	0,4474	0,0151	0,0433	0,0372	0,0239
02/06/2000	0,0915	0,6478	0,7707	0,4580	0,0155	0,0354	0,0353	-0,0013
09/06/2000	0,1007	0,4624	0,7513	0,3990	0,0154	0,0123	0,0215	-0,0107
16/06/2000	0,1329	0,4619	0,7875	0,4167	0,0384	0,0192	0,0382	0,0002
23/06/2000	0,2287	0,4836	0,8018	0,5027	0,0718	0,0359	0,0420	0,0221
30/06/2000	0,2004	0,4294	0,7478	0,4871	0,0414	0,0112	0,0175	0,0175
07/07/2000	0,2321	0,4424	0,7168	0,5589	0,0388	0,0098	0,0162	0,0242
14/07/2000	0,2590	0,4260	0,7180	0,5162	0,0445	0,0175	0,0270	0,0379
21/07/2000	0,2622	0,4543	0,7337	0,5338	0,0257	0,0081	0,0304	0,0161
28/07/2000	0,2477	0,4305	0,6943	0,4703	0,0128	0,0255	0,0128	0,0286
04/08/2000	0,2282	0,5027	0,6287	0,4856	-0,0065	0,0016	0,0179	0,0114
11/08/2000	0,1725	0,4290	0,5850	0,4881	0,0064	-0,0064	0,0000	-0,0080
18/08/2000	0,1526	0,3288	0,5007	0,4963	0,0000	-0,0237	-0,0398	-0,0319
25/08/2000	0,1769	0,3380	0,4933	0,4479	0,0319	-0,0319	-0,0323	-0,0243
01/09/2000	0,1569	0,3615	0,5021	0,4575	0,0097	-0,0390	-0,0361	-0,0246
08/09/2000	0,1399	0,2538	0,4521	0,3504	0,0226	-0,0323	-0,0294	-0,0262
15/09/2000	0,2349	0,3587	0,5172	0,4037	0,0323	-0,0371	-0,0081	-0,0114
22/09/2000	0,2731	0,4275	0,5548	0,4275	0,0292	-0,0341	0,0049	0,0000
29/09/2000	0,2405	0,4298	0,5322	0,3767	-0,0163	-0,0329	-0,0230	-0,0098
06/10/2000	0,2410	0,4189	0,4976	0,3303	-0,0293	-0,0394	-0,0163	0,0199
13/10/2000	0,3236	0,4990	0,5403	0,3583	-0,0168	-0,0337	-0,0100	0,0018
20/10/2000	0,2869	0,5303	0,5315	0,4201	-0,0335	-0,0525	-0,0287	-0,0116
27/10/2000	0,2804	0,5467	0,5258	0,4226	-0,0460	-0,0632	-0,0431	-0,0381
03/11/2000	0,2853	0,6049	0,4704	0,4302	-0,0427	-0,0463	-0,0163	-0,0180
10/11/2000	0,4018	0,7320	0,5081	0,4918	-0,1028	-0,0361	-0,0260	-0,0666
17/11/2000	0,3904	0,6652	0,4416	0,5009	-0,0870	-0,0384	-0,0214	-0,0708
24/11/2000	0,3626	0,6430	0,4402	0,5230	-0,0970	-0,0536	-0,0571	-0,0605
01/12/2000	0,3635	0,6604	0,4562	0,5265	-0,1279	-0,0586	-0,0551	-0,0515
08/12/2000	0,3665	0,6464	0,4757	0,5130	-0,0893	-0,0611	-0,0501	-0,0501
15/12/2000	0,3385	0,6278	0,4580	0,4985	-0,0982	-0,0660	-0,0547	-0,0641
22/12/2000	0,3278	0,6348	0,4601	0,4562	-0,0586	-0,0234	-0,0194	-0,0254
29/12/2000	0,3168	0,6537	0,4269	0,4103	-0,0768	-0,0208	-0,0248	-0,0209
05/01/2001	0,3261	0,7143	0,4641	0,4573	-0,0043	0,0555	0,0758	0,0629
12/01/2001	0,3672	0,6713	0,4918	0,4756	0,0000	0,0419	0,1157	0,0394
19/01/2001	0,3792	0,6904	0,4979	0,4968	-0,0083	0,0330	0,0895	0,0686
26/01/2001	0,3484	0,6181	0,4888	0,5012	0,0041	0,0752	0,1216	0,0892
02/02/2001	0,2936	0,6075	0,4743	0,4934	-0,0042	0,0854	0,0841	0,1414
09/02/2001	0,3467	0,6767	0,5072	0,5427	-0,0042	0,0415	0,0697	0,1073
16/02/2001	0,3078	0,6412	0,4915	0,5306	-0,0246	0,0610	0,0282	0,1054
23/02/2001	0,3237	0,6346	0,5072	0,5294	-0,0043	0,0861	0,0766	0,1608
02/03/2001	0,3296	0,5943	0,4967	0,5156	-0,0217	0,0795	0,0865	0,1289
09/03/2001	0,3046	0,5290	0,4746	0,4941	-0,0044	0,0697	0,1655	0,0887
16/03/2001	0,3409	0,4959	0,4690	0,5390	0,0417	0,0618	0,1767	0,1673
23/03/2001	0,4293	0,6605	0,5426	0,5475	0,0371	0,0460	0,1532	0,1574
30/03/2001	0,3393	0,6764	0,4810	0,4744	0,0279	0,0824	0,1699	0,1673
06/04/2001	0,3887	0,8079	0,5082	0,5320	0,0877	0,1423	0,2304	0,2356
13/04/2001	0,4075	0,7247	0,4470	0,5088	0,1899	0,2342	0,3187	0,1959
20/04/2001	0,4788	0,7610	0,4165	0,5377	0,1701	0,2940	0,3411	0,3137
27/04/2001	0,4234	0,6309	0,3375	0,4113	0,1614	0,2598	0,3737	0,2589
04/05/2001	0,4935	0,6570	0,4625	0,4297	0,1474	0,2794	0,3988	0,2372
11/05/2001	0,5023	0,6795	0,4525	0,4340	0,1949	0,3008	0,4031	0,3328
18/05/2001	0,4989	0,6232	0,4144	0,4133	0,2180	0,3168	0,4058	0,3809
25/05/2001	0,6092	0,8395	0,5194	0,5334	0,1610	0,3038	0,4161	0,2887
01/06/2001	0,6032	0,8795	0,4805	0,5392	0,1595	0,3270	0,3945	0,3198
08/06/2001	0,5333	0,7124	0,4857	0,4850	0,2060	0,3636	0,3813	0,3381
15/06/2001	0,5090	0,6530	0,4429	0,4399	0,2152	0,3520	0,4149	0,4012
22/06/2001	0,5169	0,6116	0,4397	0,4399	0,2210	0,3402	0,4369	0,4299
29/06/2001	0,5086	0,6138	0,5236	0,4622	0,2399	0,2911	0,3927	0,4093
06/07/2001	0,4676	0,5301	0,4765	0,4216	0,1105	0,4076	0,4492	0,3219
13/07/2001	0,3890	0,4442	0,4055	0,3522	0,1556	0,3543	0,4089	0,3320
20/07/2001	0,4161	0,4692	0,5859	0,4220	0,2137	0,3758	0,4328	0,4020
27/07/2001	0,4050	0,4673	0,6212	0,5400	0,2060	0,3344	0,4404	0,4158
03/08/2001	0,3816	0,4476	0,5881	0,5264	0,1903	0,3556	0,4584	0,4514
10/08/2001	0,3946	0,4793	0,5948	0,5582	0,1836	0,4020	0,4725	0,5040
17/08/2001	0,1657	0,3580	0,4671	0,4306	0,1847	0,3896	0,4260	0,4836
24/08/2001	0,2416	0,3759	0,4601	0,4466	0,2316	0,3699	0,4323	0,5001
31/08/2001	0,2373	0,3882	0,5738	0,4004	0,2120	0,3932	0,4687	0,4937
07/09/2001	0,2304	0,3872	0,5345	0,3934	0,1874	0,4265	0,4561	0,5410
14/09/2001	0,2093	0,3564	0,3398	0,3510	0,1998	0,4091	0,7619	0,5886

continua a seguir

continuação da Tabela 14

Data	Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ Brasil (% a. a.)				Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ EUA (% a. a.)			
	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano
21/09/2001	0,2176	0,3677	0,3925	0,2849	0,2360	0,4975	0,7355	0,6225
28/09/2001	0,1842	0,3236	0,3337	0,2470	0,2908	0,6866	0,6795	0,7464
05/10/2001	0,1405	0,2811	0,3181	0,1978	0,3461	0,7072	0,7632	0,7953
12/10/2001	0,1473	0,2177	0,2836	0,1123	0,3774	0,7441	0,7931	0,8320
19/10/2001	0,1328	0,2271	0,2982	0,1989	0,4221	0,7684	0,7856	0,8388
26/10/2001	0,1546	0,2049	0,3061	0,3227	0,5215	0,7621	0,8587	0,9837
02/11/2001	0,1408	0,2355	0,2296	0,2851	0,5545	0,8038	0,9138	1,0063
09/11/2001	0,1415	0,3049	0,2744	0,3845	0,6124	0,8444	0,9672	1,0772
16/11/2001	0,1136	0,2230	0,3978	0,4053	0,2554	0,5779	0,7199	0,7944
23/11/2001	0,1596	0,1399	0,3957	0,3967	0,5375	0,8638	0,7867	0,9057
30/11/2001	0,2320	0,2138	0,5256	0,4585	0,6681	1,1330	0,8956	0,9942
07/12/2001	0,0979	0,1593	0,4477	0,4793	0,7410	1,1124	0,8922	0,9752
14/12/2001	0,0822	0,1868	0,3881	0,4832	0,6263	1,0116	0,8493	0,9529
21/12/2001	0,1415	0,3182	0,4127	0,4537	0,6374	1,0340	0,8414	0,9385
28/12/2001	0,1138	0,3247	0,3629	0,4688	0,7760	0,9034	0,9005	0,9612
04/01/2002	0,0275	0,3014	0,3423	0,5515	0,7702	0,8900	0,8839	0,9741
11/01/2002	0,1254	0,4009	0,4000	0,5463	0,8004	1,0744	0,9869	1,0951
18/01/2002	0,0580	0,4493	0,3449	0,5973	0,7645	0,9107	0,9136	1,0435
25/01/2002	0,0152	0,4631	0,3328	0,5897	0,6849	0,9257	0,8792	0,9730
01/02/2002	0,0323	0,4643	0,3724	0,6019	0,6442	0,9183	0,8844	0,9835
08/02/2002	0,0379	0,4086	0,3587	0,5886	0,6153	0,9463	0,9056	1,0101
15/02/2002	0,0391	0,4032	0,3674	0,5800	0,6223	0,8542	0,8742	0,9781
22/02/2002	0,0463	0,4321	0,3735	0,5683	0,6196	0,9281	0,8710	0,9892
01/03/2002	0,0618	0,4113	0,4405	0,5839	0,6412	0,8416	0,8244	0,9468
08/03/2002	0,0942	0,4088	0,4444	0,5047	0,6432	0,8229	0,7536	0,8863
15/03/2002	0,0975	0,3429	0,4619	0,4969	0,6103	0,8263	0,7412	0,8316
22/03/2002	0,0773	0,3464	0,4351	0,4952	0,5525	0,7845	0,6901	0,7748
29/03/2002	0,0806	0,3057	0,4724	0,5036	0,5795	0,7950	0,7305	0,7948
05/04/2002	0,1049	0,3719	0,4381	0,5053	0,5978	0,8327	0,7537	0,8277
12/04/2002	0,0742	0,3734	0,5364	0,5363	0,7445	0,9135	0,8370	0,9234
19/04/2002	0,0853	0,4091	0,5689	0,5607	0,8001	0,9846	0,8968	0,9680
26/04/2002	0,2051	0,3989	0,6321	0,4957	0,7782	0,9948	0,9162	1,0040
03/05/2002	0,2885	0,4232	0,4463	0,3854	0,7780	0,9922	0,9472	1,0119
10/05/2002	0,3713	0,3897	0,4723	0,3936	0,7971	1,0197	0,9102	1,0135
17/05/2002	0,3794	0,3625	0,4295	0,3517	0,7445	0,9356	0,7965	0,9741
24/05/2002	0,3413	0,2262	0,1635	0,2849	0,7606	0,9477	0,8237	1,0098
31/05/2002	0,2862	0,2174	0,2392	0,2803	0,7818	0,8112	0,8680	1,0491
07/06/2002	-0,0214	-0,1474	-0,0972	-0,2346	0,7661	0,8406	0,8825	1,0213
14/06/2002	0,0554	0,3753	0,1985	0,2558	0,8105	0,8960	0,9275	1,0579
21/06/2002	0,0726	-0,2529	-0,3305	-0,0266	0,7732	0,8836	0,9149	1,0343
28/06/2002	0,0906	0,4413	0,2131	0,2428	0,8633	0,9493	0,9774	1,0758
05/07/2002	0,0838	0,3187	0,1227	0,1149	0,8380	0,8783	0,9999	1,0665
12/07/2002	0,0771	0,2925	0,0971	-0,0159	0,8394	1,0325	0,9706	1,1886
19/07/2002	0,1304	0,2638	0,1378	0,0714	0,7948	1,0352	0,9606	1,2052
26/07/2002	0,0848	0,1889	-0,2901	-0,0063	0,6700	0,9945	0,9241	1,2004
02/08/2002	0,0252	-0,1571	-0,1868	-0,1618	0,5643	1,0509	1,0354	1,2551
09/08/2002	0,0598	0,2028	0,0263	0,0970	0,5740	0,9534	0,9608	1,2097
16/08/2002	0,0497	0,0925	0,1437	-0,0292	0,5584	0,9329	0,9354	1,1079
23/08/2002	0,0391	0,2506	0,2140	0,0972	0,5634	0,9192	0,9485	1,1937
30/08/2002	0,0156	0,4016	0,4047	0,3697	0,5526	0,7525	1,0692	1,1241
06/09/2002	0,0472	0,6989	0,5474	0,3802	0,5503	0,6401	1,0326	1,0613
13/09/2002	0,0474	0,6560	0,7214	0,2467	0,5239	0,6353	0,9507	0,9917
20/09/2002	0,0390	0,7281	0,2506	0,3612	0,5160	0,6541	0,9641	1,0231
27/09/2002	0,0291	0,2725	0,1317	0,0386	0,5481	0,6707	1,0623	1,0660
04/10/2002	0,0253	0,4263	0,2306	0,0309	0,5296	0,6576	1,0567	1,0830
11/10/2002	0,0171	0,1080	0,0964	-0,0347	0,4381	0,7289	1,0667	1,0796
18/10/2002	0,1402	0,1615	0,1739	0,1580	0,4507	0,9154	0,8832	1,0956
25/10/2002	0,0854	0,1084	0,5109	0,2407	0,4475	0,9567	0,8873	1,1277
01/11/2002	0,0163	0,3404	0,5468	0,3970	0,6692	0,8584	1,1962	1,2766
08/11/2002	0,1828	0,1141	0,5167	0,3872	0,7956	0,8012	1,1082	1,2289
15/11/2002	0,0853	0,1508	0,6195	0,3405	0,4261	1,0691	0,9516	1,1445
22/11/2002	0,0605	0,1039	0,6440	0,3402	0,7875	0,9445	1,1669	1,1935
29/11/2002	0,0614	0,1449	0,5841	0,2998	0,6595	0,9257	1,2024	1,1369
06/12/2002	-0,0010	0,2418	0,5897	0,1172	0,7234	1,0439	1,2116	1,2115
13/12/2002	-0,0243	0,4660	0,4545	0,3109	0,7526	1,0418	1,3031	1,2542
20/12/2002	0,0134	0,4628	0,5848	0,3482	0,8329	1,0097	1,3155	1,2966
27/12/2002	0,0242	0,3835	0,6017	0,3984	0,8917	1,0732	1,4420	1,4065
03/01/2003	0,0426	0,3499	0,5761	0,3910	0,6608	1,0168	1,2964	1,2841
10/01/2003	0,2751	0,7586	0,7105	0,6194	0,7352	1,1493	1,4109	1,3734
17/01/2003	0,3103	0,9001	0,7798	0,6906	0,6934	1,1583	1,4353	1,3437
24/01/2003	0,2449	0,9553	0,7380	0,5491	0,6615	1,0573	1,3414	1,3173

continua a seguir

continuação da Tabela 14

Data	Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ Brasil (% a. a.)				Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ EUA (% a. a.)			
	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano
31/01/2003	0,3952	1,1751	0,9273	0,5826	0,6848	1,0827	1,3383	1,3540
07/02/2003	0,3475	1,2201	0,8402	0,5730	0,6725	1,1638	1,4240	1,3468
14/02/2003	0,3996	1,2564	0,8724	0,6378	0,6083	1,1029	1,2487	1,3804
21/02/2003	0,3592	1,2507	0,9305	0,6424	0,5485	1,0854	1,3010	1,3943
28/02/2003	0,4294	1,2677	1,0447	0,7599	0,5056	1,0501	1,3029	1,3791
07/03/2003	0,2989	1,3546	0,9726	0,8442	0,5349	1,1371	1,4014	1,4712
14/03/2003	0,2315	1,1328	1,0167	0,7372	0,5865	1,1143	1,3052	1,3995
21/03/2003	0,2959	1,0105	0,9521	0,7081	0,6602	1,1314	1,3191	1,3218
28/03/2003	0,3403	0,9069	1,0266	0,7356	0,5864	1,2099	1,4371	1,4111
04/04/2003	0,4282	1,0315	1,0406	0,7824	0,6312	1,2248	1,4371	1,4449
11/04/2003	0,3990	0,9107	0,6940	0,8466	0,6190	1,1448	1,3596	1,3968
18/04/2003	0,6149	1,1020	0,7812	0,9560	0,6361	1,1269	1,3335	1,3722
25/04/2003	0,6838	1,1613	0,9561	1,0308	0,6213	1,2141	1,4178	1,4763
02/05/2003	0,7205	1,1398	0,9017	0,9901	0,5622	1,1337	1,3917	1,4912
09/05/2003	0,7415	1,2395	1,0283	0,8107	0,3966	0,9766	1,2604	1,4134
16/05/2003	0,7150	1,4380	1,0186	0,7047	0,3999	0,9947	1,2713	1,4534
23/05/2003	0,9131	1,6137	0,8525	1,0556	0,3711	0,8913	1,1989	1,3438
30/05/2003	0,9330	1,6178	0,8827	1,1377	0,3010	0,8113	1,2043	1,3999
06/06/2003	1,0211	1,8798	0,9323	1,2487	0,3093	0,8893	1,3132	1,5107
13/06/2003	0,9069	1,9056	0,9554	1,2828	0,2900	0,9730	1,3455	1,6037
20/06/2003	1,1146	1,8825	1,0617	1,3621	0,4557	1,1266	1,4467	1,6572
27/06/2003	1,2281	2,0196	1,1717	1,4619	0,4572	1,0456	1,3609	1,5241
04/07/2003	1,2591	2,0952	1,3743	1,3618	0,4016	1,1185	1,3802	1,6029
11/07/2003	1,3968	2,0057	1,5944	1,3708	0,3614	1,1334	1,4312	1,5390
18/07/2003	1,5493	2,2367	1,5010	1,4773	0,5342	1,2405	1,5174	1,5517
25/07/2003	1,3540	2,1865	1,6348	1,6348	0,5788	1,3569	1,6428	1,6267
01/08/2003	1,0577	1,9394	1,4142	1,4073	0,5146	1,2012	1,4843	1,4090
08/08/2003	1,2167	1,9529	1,1229	1,5863	0,5311	1,2704	1,4166	1,3855
15/08/2003	1,3409	1,7937	1,0729	1,6270	0,6205	1,3329	1,4147	1,4516
22/08/2003	1,7586	1,8457	1,2021	1,7507	0,6820	1,1110	1,4249	1,3877
29/08/2003	1,5918	1,8206	1,2973	1,6462	0,8800	1,3081	1,5159	1,4901
05/09/2003	1,4531	1,7620	1,2589	1,6591	0,6187	1,2902	1,4968	1,4771
12/09/2003	1,4977	1,7255	1,3337	1,6596	0,5882	1,2725	1,4515	1,5432
19/09/2003	1,7607	1,9589	1,6609	1,8602	0,7885	1,2869	1,4812	1,6237
26/09/2003	1,7558	2,0204	1,7923	1,8433	0,6177	1,2198	1,4423	1,5841
03/10/2003	1,5031	1,9715	1,4390	1,6143	0,6797	1,2764	1,4863	1,6154
10/10/2003	1,6127	2,0107	1,7796	1,7456	0,6813	1,2506	1,4437	1,5960
17/10/2003	1,0791	1,7863	1,5450	1,5745	0,6709	1,1521	1,3012	1,4732
24/10/2003	0,9552	1,6975	1,5422	1,3907	0,6637	1,1691	1,3298	1,5035
31/10/2003	1,2144	1,9150	1,6467	1,5698	0,7236	1,2252	1,3817	1,4769
07/11/2003	1,1465	2,0166	1,7968	1,7809	0,7447	1,1446	1,2758	1,4305
14/11/2003	1,2500	2,0363	1,7330	2,0378	0,7804	1,1752	1,3385	1,5188
21/11/2003	1,2067	2,0889	1,7248	2,0723	0,7513	1,1280	1,2700	1,4762
28/11/2003	1,3656	2,0535	1,7505	2,1304	0,7013	1,0519	1,1957	1,3547
05/12/2003	1,5551	1,9763	1,8135	2,5704	0,7591	1,1794	1,2848	1,4767
12/12/2003	0,8587	1,6359	1,4009	1,7659	0,7295	1,1930	1,3166	1,4476
19/12/2003	0,7750	1,6054	1,2415	1,9519	0,8226	1,2108	1,3209	1,5329
26/12/2003	0,8201	1,5205	1,1792	1,9894	0,8015	1,1842	1,3464	1,5320
02/01/2004	0,9796	1,5042	1,4462	1,8689	0,8018	1,2357	1,3537	1,5091
09/01/2004	0,7437	1,0224	1,3075	1,6984	0,7666	1,2042	1,3907	1,5787
16/01/2004	0,4728	0,7504	1,2864	1,3577	0,8803	1,2936	1,4877	1,6235
23/01/2004	0,6176	0,9549	1,3576	1,3481	0,8913	1,3274	1,4967	1,6021
30/01/2004	0,6304	0,8528	1,4925	1,4825	0,9929	1,2808	1,5404	1,5409
06/02/2004	0,6861	0,8862	1,2381	1,3354	0,9654	1,2983	1,5674	1,5600
13/02/2004	0,7883	1,0349	1,4157	1,4728	0,9172	1,2439	1,4602	1,6122
20/02/2004	0,8466	1,2478	1,2223	1,3867	0,8714	1,2240	1,4432	1,5771
27/02/2004	1,0322	1,6306	1,5156	1,4286	0,8076	1,2548	1,4240	1,5985
05/03/2004	1,1303	1,7278	1,6267	1,6924	0,7465	1,2238	1,4032	1,5661
12/03/2004	1,4780	1,5457	1,5895	1,8468	0,7436	1,1216	1,3508	1,5872
19/03/2004	1,5443	1,4739	1,6913	1,8395	0,8210	1,1839	1,4089	1,6400
26/03/2004	1,1510	1,3409	1,3723	1,6027	0,8673	1,1758	1,4165	1,6678
02/04/2004	1,3063	1,1457	1,4053	1,4570	0,8207	1,1147	1,3216	1,5234
09/04/2004	1,3900	1,1415	1,4611	1,5233	0,8860	1,1723	1,3540	1,5330
16/04/2004	1,5235	1,1823	1,2830	1,5492	0,9153	1,1685	1,3410	1,4897
23/04/2004	1,8127	1,2009	1,4797	1,6170	0,8463	1,0624	1,2067	1,3241
30/04/2004	1,5834	1,0983	1,2365	1,4450	0,8290	1,0655	1,1969	1,2645
07/05/2004	1,3520	0,9670	1,0027	1,1722	0,8395	1,0136	1,1389	1,1746
14/05/2004	1,2365	0,9865	0,9728	1,1812	0,6874	0,9508	1,0475	1,1673
21/05/2004	1,2810	1,0809	1,1263	1,3361	0,6632	0,9286	1,0262	1,1193
28/05/2004	1,3892	1,1874	1,1782	1,4846	0,7121	0,9384	1,0247	1,1977
04/06/2004	1,3764	1,1982	1,2228	1,4708	0,7067	0,8955	0,9901	1,1495

continua a seguir

continuação da Tabela 14

Data	Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ Brasil (% a. a.)				Prêmio Anual para cada nó de medição da ETTJ EUA (% a. a.)			
	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano	Prêmio 2.o ano	Prêmio 3.o ano	Prêmio 4.o ano	Prêmio 5.o ano
11/06/2004	1,5058	1,2610	1,1969	1,6146	0,6373	0,8062	0,8857	1,1262
18/06/2004	1,5862	1,2038	1,4056	1,6076	0,6138	0,7649	0,8656	0,9955
25/06/2004	1,4572	1,1803	1,4541	1,5638	0,6035	0,7702	0,8576	1,0017
02/07/2004	1,4771	1,1995	1,4710	1,5534	0,5819	0,7490	0,8882	1,0422
09/07/2004	1,1305	1,3659	1,4235	1,5432	0,5735	0,7541	0,8899	1,0509
16/07/2004	1,1931	1,4128	1,3238	1,6900	0,5864	0,7234	0,8624	1,0300
23/07/2004	1,1378	1,5530	1,3096	1,5920	0,5215	0,7496	0,8020	0,9810
30/07/2004	1,2484	1,6217	1,3519	1,6492	0,4795	0,7319	0,7926	0,9619
06/08/2004	1,4148	1,6923	1,4360	1,6651	0,4287	0,7554	0,8046	1,0048
13/08/2004	1,3461	1,5597	1,3137	1,6653	0,4440	0,7330	0,7516	1,0145
20/08/2004	1,2303	1,3709	1,4079	1,5963	0,4173	0,7100	0,7732	0,9993
27/08/2004	1,0604	1,3463	1,4036	1,5593	0,3877	0,7154	0,7420	0,9784
03/09/2004	1,0402	1,3098	1,3639	1,5514	0,3447	0,6501	0,7001	0,9173
10/09/2004	1,1071	1,3742	1,4349	1,5722	0,3396	0,6564	0,6788	0,9524
17/09/2004	1,1276	1,2515	1,3752	1,3963	0,3438	0,6248	0,6648	0,9087
24/09/2004	1,0014	1,2008	1,4313	1,2546	0,3012	0,5506	0,5520	0,8240
01/10/2004	0,7219	1,3203	1,4554	1,1028	0,3087	0,5664	0,6127	0,8431
08/10/2004	0,8040	1,3730	1,3622	1,2318	0,3080	0,5645	0,6080	0,8504
15/10/2004	0,7488	1,3044	1,3499	1,1578	0,2909	0,5461	0,6160	0,8468
22/10/2004	0,8101	1,2880	1,3649	1,2265	0,2642	0,5191	0,5552	0,8120
29/10/2004	0,7951	1,2952	1,3623	1,1997	0,2339	0,4981	0,5452	0,7866
05/11/2004	0,8894	1,2903	1,4486	1,1654	0,3227	0,4411	0,5791	0,7065
12/11/2004	0,8873	1,2124	1,3951	1,2590	0,3146	0,4426	0,5196	0,6683
19/11/2004	0,8844	1,1598	1,3862	1,1864	0,2890	0,3967	0,4829	0,6164
26/11/2004	0,9276	1,1617	1,3563	1,2836	0,2877	0,3651	0,4583	0,5839
03/12/2004	0,8513	1,2198	1,2497	1,1327	0,2789	0,3978	0,4813	0,6218
10/12/2004	0,7820	1,1688	1,1953	1,0731	0,2612	0,3490	0,4275	0,5742
17/12/2004	0,4845	0,9748	1,1136	0,9126	0,2377	0,2927	0,4208	0,5717
24/12/2004	0,4853	0,8956	1,1051	0,9359	0,2134	0,2788	0,4178	0,5559
31/12/2004	0,4705	0,8032	1,0506	0,8838	0,2013	0,2529	0,4202	0,5148
07/01/2005	0,4822	0,8098	1,0722	0,8652	0,2189	0,2667	0,3883	0,5022
14/01/2005	0,5446	0,8725	1,2072	0,7184	0,1987	0,2484	0,3453	0,3962
21/01/2005	0,5174	0,8257	1,1644	0,7649	0,1998	0,2280	0,3654	0,3864
28/01/2005	0,4278	0,7006	1,0024	0,8416	0,1785	0,2043	0,3168	0,3425
04/02/2005	0,3805	0,7222	1,0114	0,7323	0,1959	0,2237	0,3021	0,3356
11/02/2005	0,2996	0,6723	1,0038	0,8169	0,2045	0,2167	0,2861	0,3158
18/02/2005	0,2744	0,6222	0,8904	0,8168	0,1953	0,2221	0,3157	0,3446
25/02/2005	0,1598	0,4972	0,8113	0,7662	0,1589	0,1834	0,2680	0,2702
04/03/2005	0,1881	0,5208	0,8401	0,8237	0,2203	0,2096	0,2988	0,2967
11/03/2005	0,1067	0,5046	0,7413	0,9422	0,2249	0,2519	0,3232	0,3364
18/03/2005	0,1645	0,3998	0,6015	0,7937	0,2123	0,2306	0,3116	0,3177
25/03/2005	0,2879	0,4665	0,6675	0,7269	0,2231	0,2191	0,3091	0,3076
01/04/2005	0,2924	0,6094	0,7593	0,8425	0,1873	0,2043	0,2797	0,2326
08/04/2005	0,1350	0,6949	0,5688	0,7109	0,1733	0,1993	0,2710	0,2051
15/04/2005	0,1622	0,6682	0,6463	0,5789	0,1149	0,2163	0,2134	0,1843
22/04/2005	0,2767	0,6395	0,7130	0,5964	0,1709	0,1413	0,2149	0,2091
29/04/2005	0,2672	0,6772	0,6848	0,5781	0,1718	0,1120	0,1979	0,1799
06/05/2005	0,3144	0,6633	0,6628	0,6142	0,1818	0,1185	0,1835	0,2165

Fonte: Bloomberg L. P., adaptado pelo autor.

Prêmio % anual

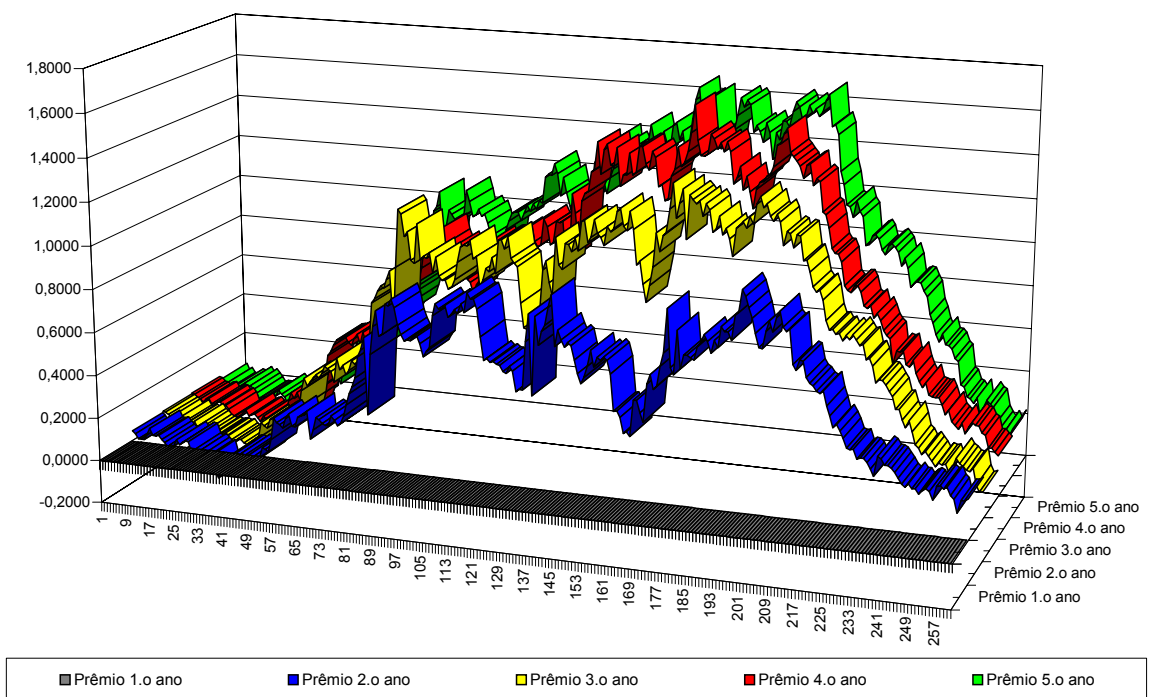


Figura 19 – Prêmio Anual dos “nós” de medição para a ETTJ EUA de 12.05.2000 a 06.05.2005 (amostra de 261 elementos)

Fonte: Bloomberg L. P., adaptado pelo autor.

Prêmio % anual

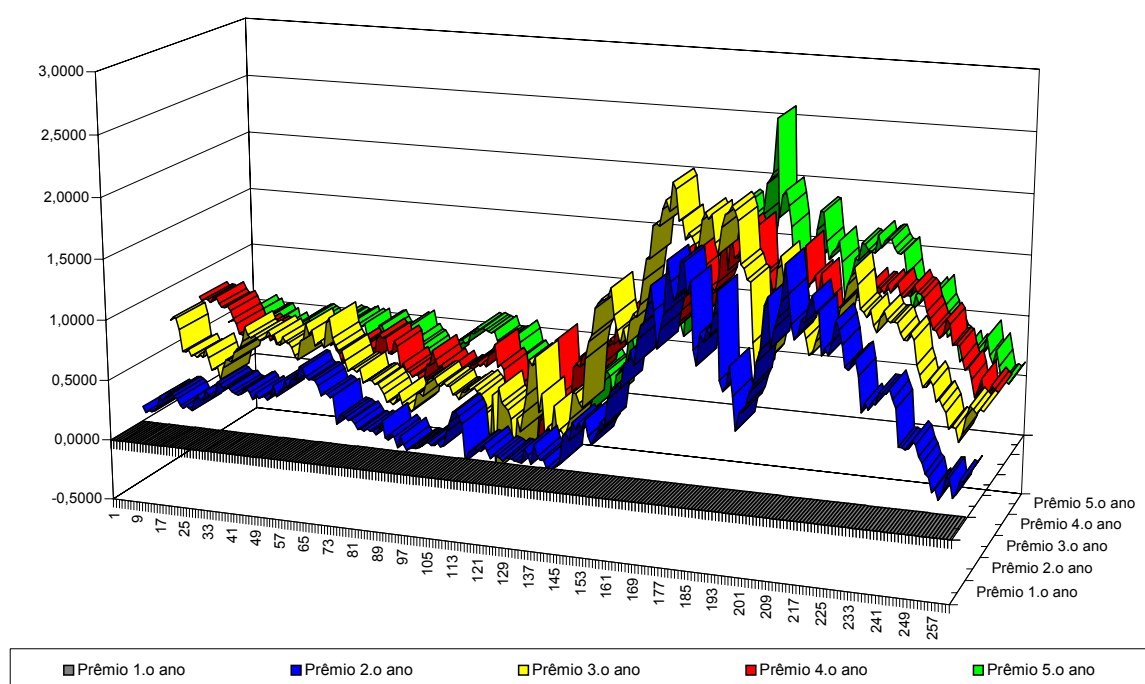


Figura 20 – Prêmio Anual dos “nós” de medição para a ETTJ Brasil de 12.05.2000 a 06.05.2005 (amostra de 261 elementos)
 Fonte: Bloomberg L. P., adaptado pelo autor.

APÊNDICE E – Teoria da Preferência pela Liquidez (TPL): tabelas de séries históricas e gráficos ilustrativos dos resultados projetados/verificados nos nós de medição das ETTJ Brasil e Estados Unidos

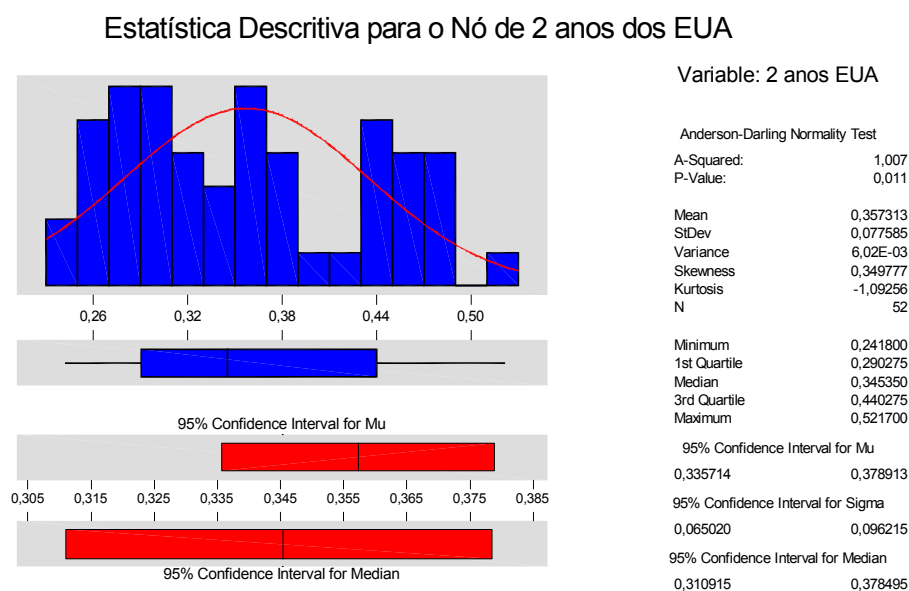


Figura 21 – Análise do Erro do “Nó” de 2 anos para EUA
 Fonte: O autor, via software Minitab.

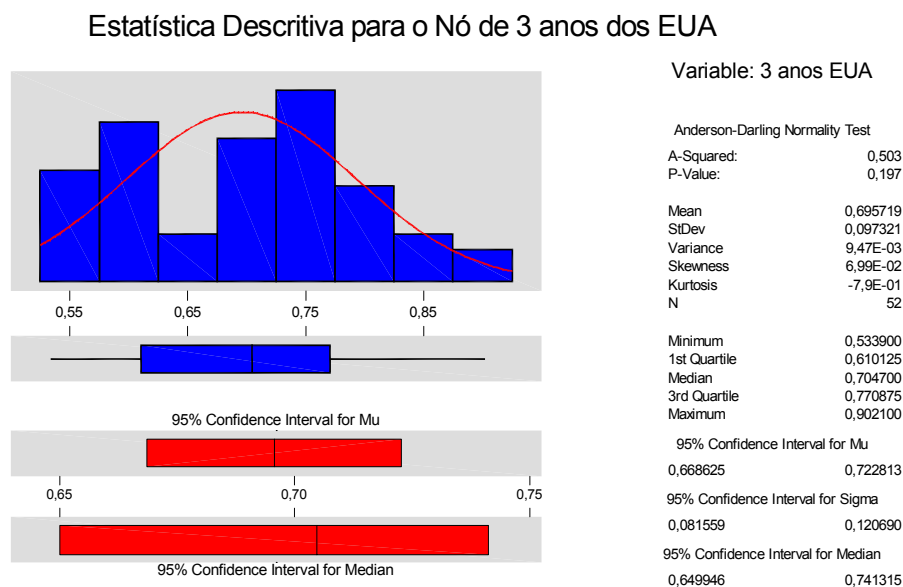


Figura 22 – Análise do Erro do “Nó” de 3 anos para EUA
 Fonte: O autor, via software Minitab.

Estadística Descriptiva para o Nó de 4 anos dos EUA

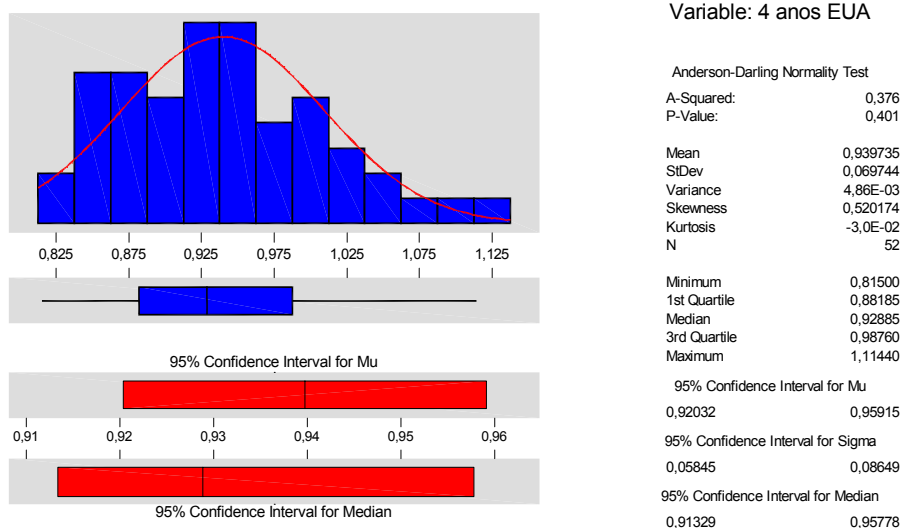


Figura 23 – Análise do Erro do “Nó” de 4 anos para EUA

Fonte: O autor, via software Minitab.

Estadística Descriptiva para o Nó de 5 anos dos EUA

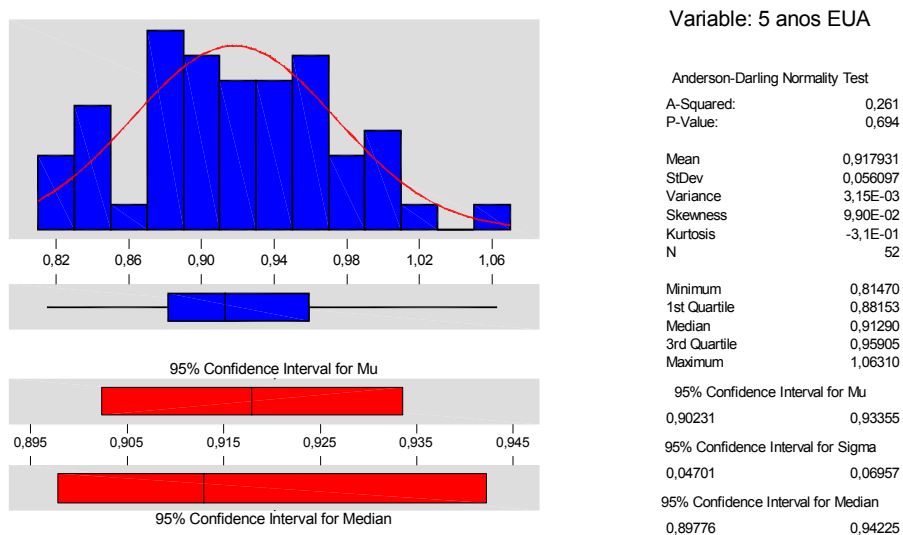


Figura 24 – Análise do Erro do “Nó” de 5 anos para EUA

Fonte: O autor, via software Minitab.

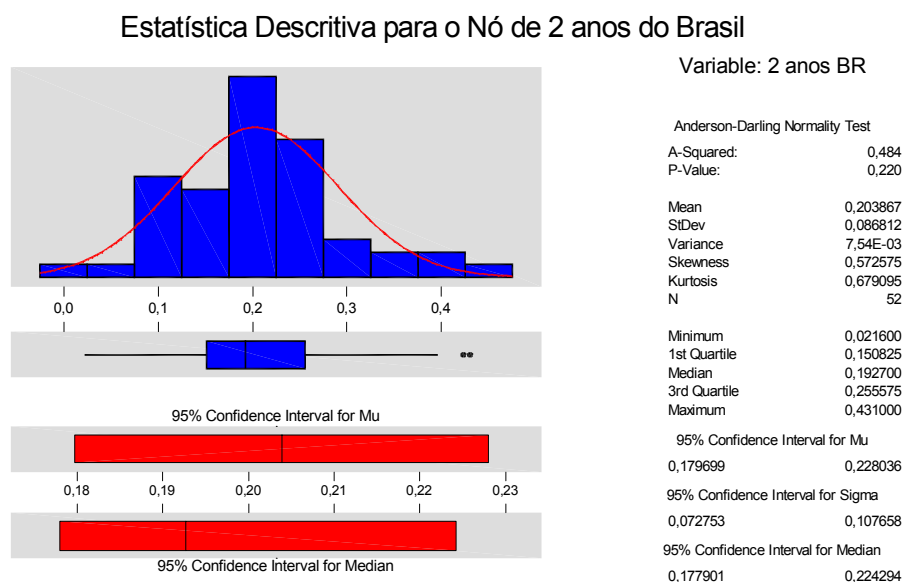


Figura 25 – Análise do Erro do “Nó” de 2 anos para Brasil
 Fonte: O autor, via software Minitab.

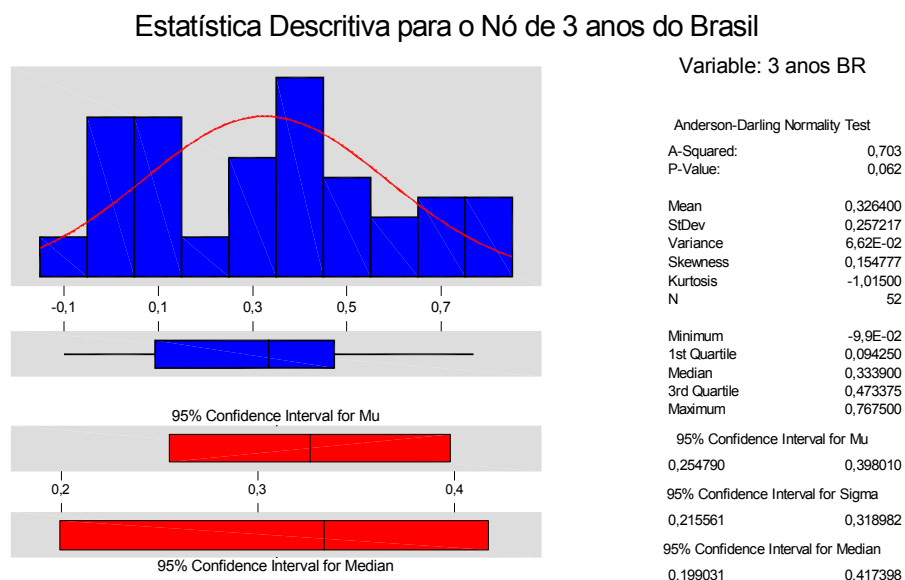


Figura 26 – Análise do Erro do “Nó” de 3 anos para Brasil
 Fonte: O autor, via software Minitab.

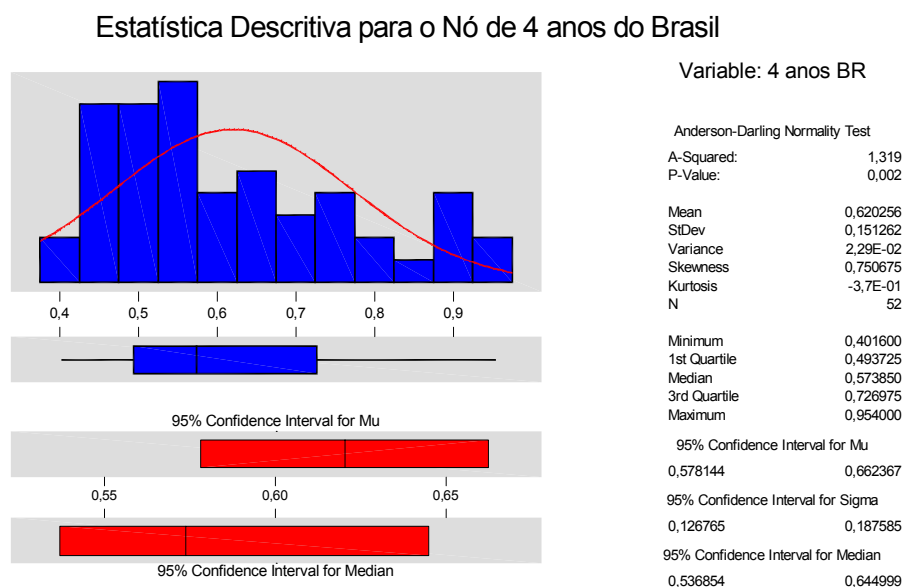


Figura 27 – Análise do Erro do “Nó” de 4 anos para Brasil
 Fonte: O autor, via software Minitab.

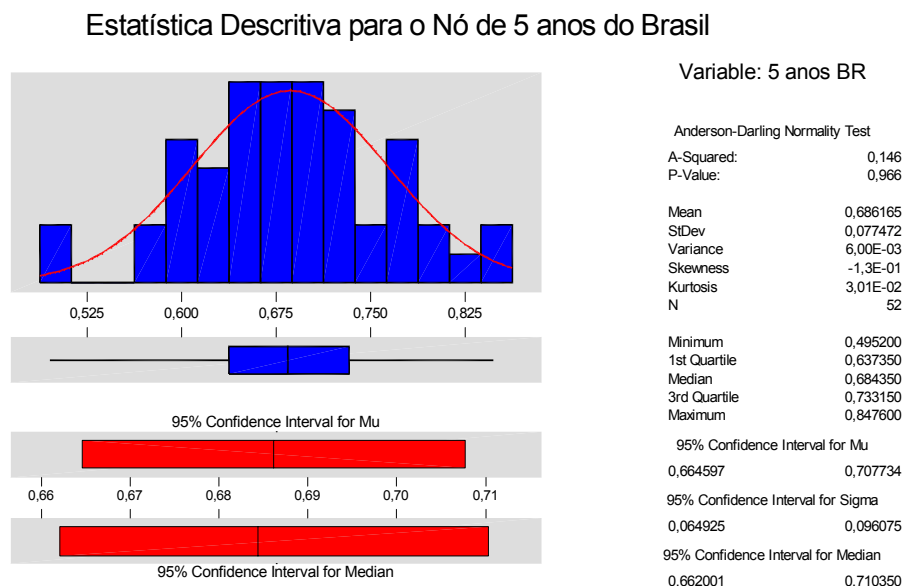


Figura 28 – Análise do Erro do “Nó” de 5 anos para Brasil
 Fonte: O autor, via software Minitab.

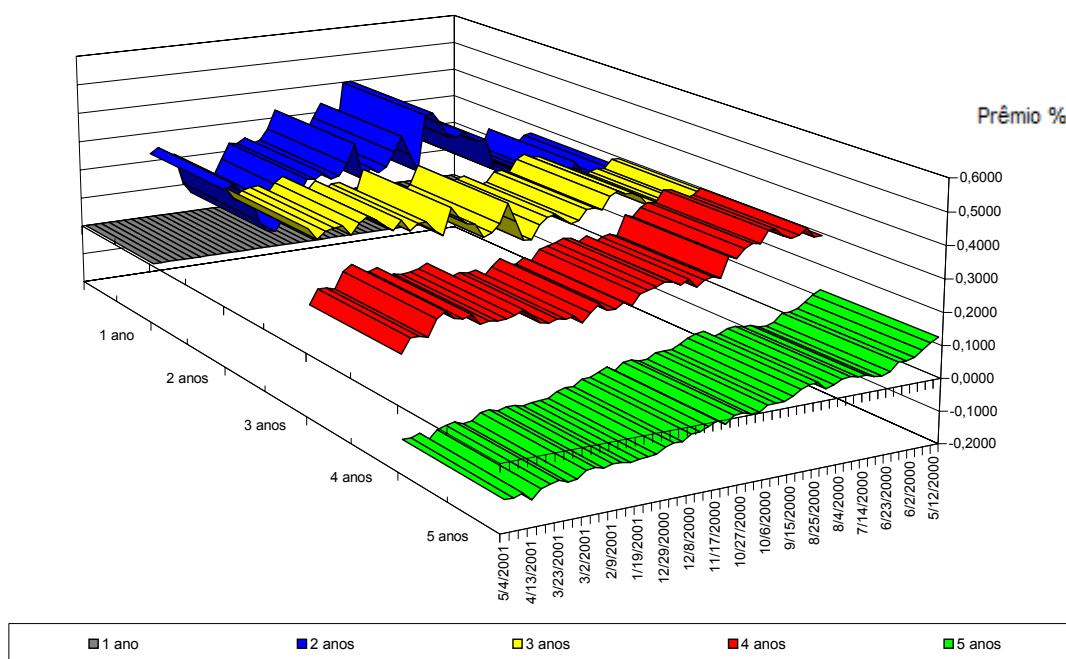


Figura 29 – Distribuição dos Prêmios Anuais para a ETTJ dos EUA por TPL
 Fonte: O autor.

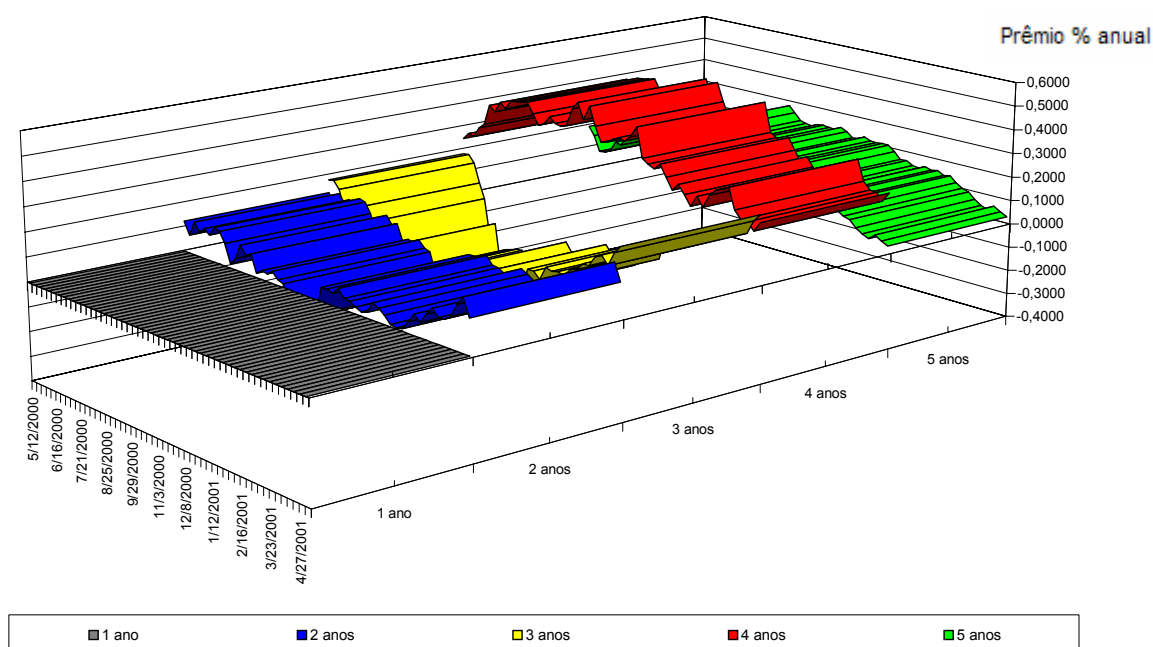


Figura 30 – Distribuição dos Prêmios Anuais para a ETTJ do Brasil por TPL
 Fonte: O autor.

APÊNDICE F – Análise ARIMA de Box e Jenkins (UBJ-ARIMA): resumo analítico das tabelas de séries históricas e gráficos ilustrativos dos resultados projetados/verificados nos nós de medição das ETTJ Brasil e Estados Unidos

A seguir, serão detalhadas as análises para cada um dos quatro nós das ETTJ (2, 3, 4, e 5 anos) do Brasil e dos Estados Unidos. Os nós do Brasil estão denominados como BR1, BR2, BR3 e BR 4. Os referentes aos Estados Unidos são o EUA1, EUA2, EUA3 e EUA4.

Análise para o modelo ARIMA BR 1

Foram medidos 230 itens da modelagem e realizada comparação do Modelo com 31 itens de teste. Foi realizado o Teste de Estacionariedade:

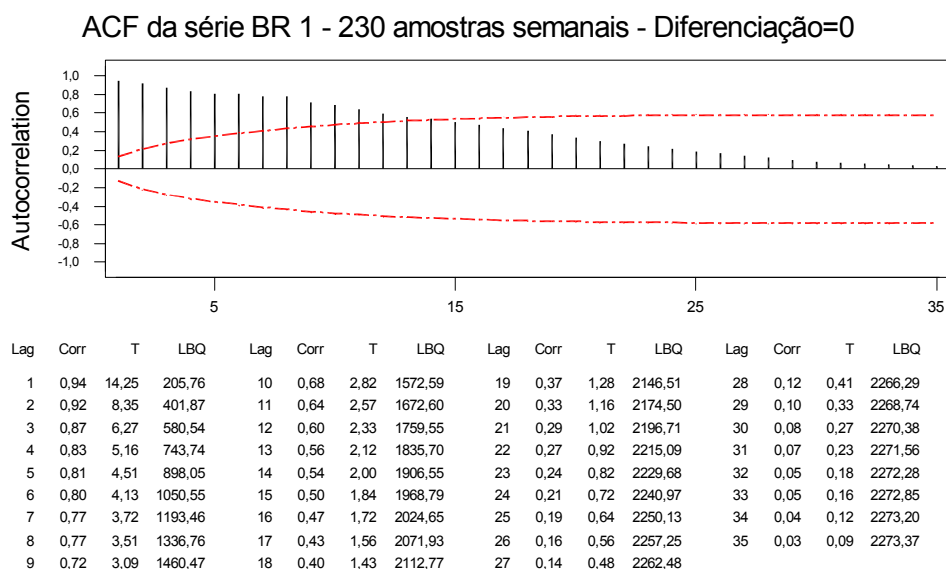


Figura 31 – ACF BR1 sem diferenciação

Fonte: O autor, via software Minitab.

Foi observado o ACF da Série Original declinante.

ACF da série BR 1 - 230 amostras semanais - Diferenciação=1

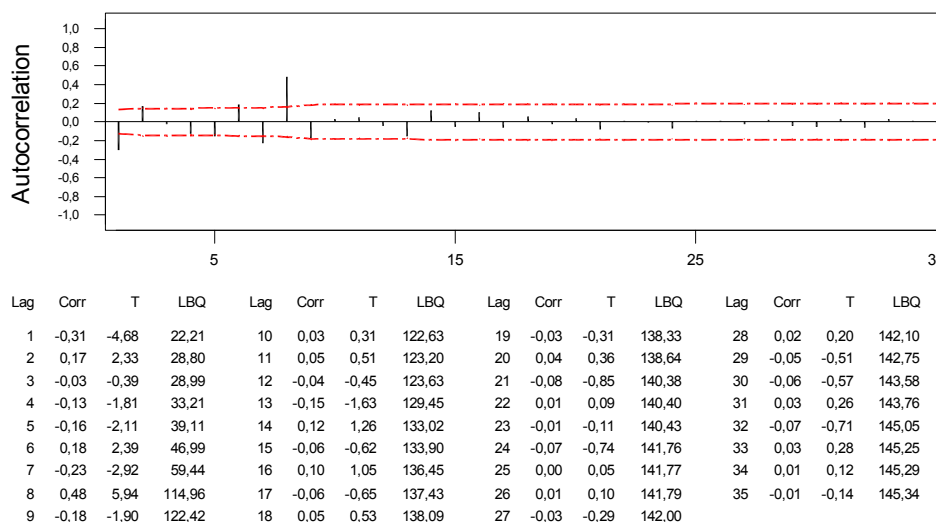


Figura 32 – ACF BR1 com uma diferenciação

Fonte: O autor, via software Minitab.

Foi observado: ACF da Série Original após 1 Diferenciação mostra uma Sinusoidal Amortecida o que sugere um modelo ARMA após 1 Integração, ou ARIMA (p,1,q). Após um teste ARIMA (1,1,1), chegou-se a um modelo com baixo nível de significância (*P value* \leq 5%), conforme segue:

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0,4641	0,1842	-2,52	0,012
MA 1	-0,1693	0,2049	-0,83	0,410
Constant	-0,0297	0,1252	-0,24	0,812

Quadro 4 – “P” Estatístico para modelo ARIMA (1,1,1) BR1

Fonte: O autor, via software Minitab.

O coeficiente MA1 está próximo do nível de significância mínimo de 5%, porém a constante supera tal valor mínimo, deixando o modelo fraco em significância.

Foram feitas mais simulações e chegou-se ao modelo de coeficientes AR e MA mínimos (o que é recomendado pela maioria dos autores consultados), porém

extinguindo-se o fator de Integração $I=1$. O novo modelo testado foi um ARIMA (1,0,1), o qual mostrou o seguinte modelo mais simples e com melhor nível de significância ($P \text{ value} \leq 5\%$):

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0,9711	0,0174	55,77	0,000
MA 1	0,2438	0,0678	3,59	0,000
Constant	0,26160	0,08191	3,19	0,002
Mean	9,050	2,834		

Number of observations: 230				
Residuals: SS = 599,117 (backforecasts excluded)				
MS = 2,639 DF = 227				

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	78,8	92,6	96,5	100,3
DF	9	21	33	45
P-Value	0,000	0,000	0,000	0,000

Quadro 5 – Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,1) BR1

Fonte: O autor, via software Minitab.

Este processo gerou um modelo ARIMA (1,0,1), e segue uma análise gráfica do modelo gerado:

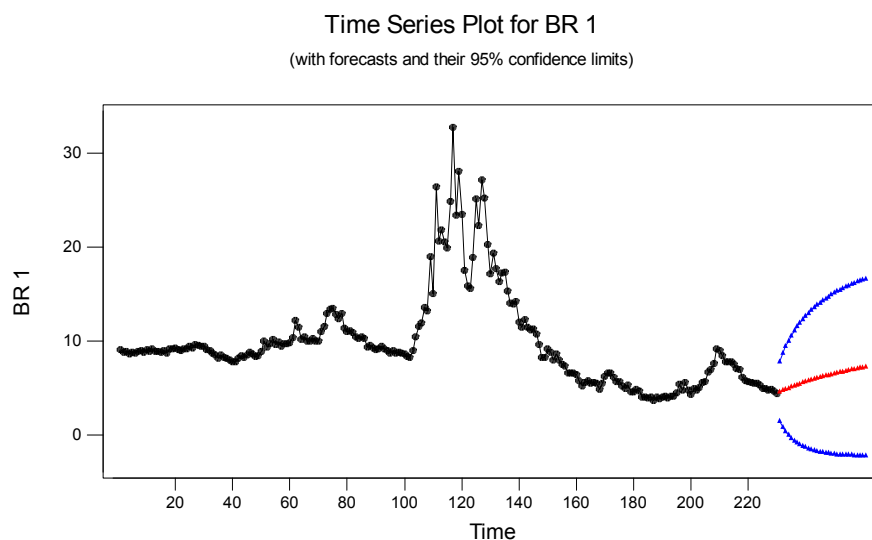


Figura 33 – Série Histórica Verificada e Projetada ARIMA BR1

Fonte: O autor, via software Minitab.

A Figura 33 já mostra uma projeção de 31 instantes de medição futuros, conforme o restante da amostra tomada no Sistema Bloomberg, visando a comparação de resultados projetados.

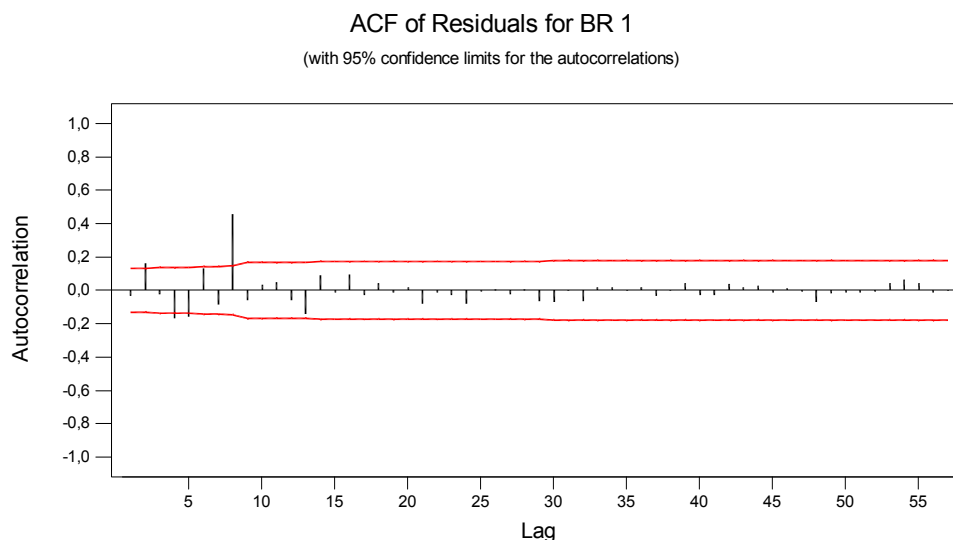


Figura 34 – ACF dos Resíduos para ARIMA BR1

Fonte: O autor, via software Minitab.

A Figura 34, mostra a ACF que sugere adequação do modelo gerado, excluindo-se o LAG 8, constante em todas os testes de $AR(p)$, onde $p:0\sim5$ e $MA(q)$, onde $q:0\sim5$. O sistema Minitab permite as simulações de 0 a 5 para os padrões AR, I e MA.

A Figura 35, mostra a PACF adequada ao modelo gerado, excluindo-se o LAG 8, constante em todas os testes de $AR(p)$, onde $p:0\sim5$ e $MA(q)$, onde $q:0\sim5$. O sistema Minitab permite as simulações de 0 a 5 para os padrões AR, I e MA.

O gráfico de PACF mostra adequação do modelo gerado, excluindo-se o LAG 8, constante em todas os testes de $AR(p)$, onde $p:0\sim5$ e $MA(q)$, onde $q:0\sim5$. O sistema Minitab permite as simulações de 0 a 5 para os padrões AR, I e MA.

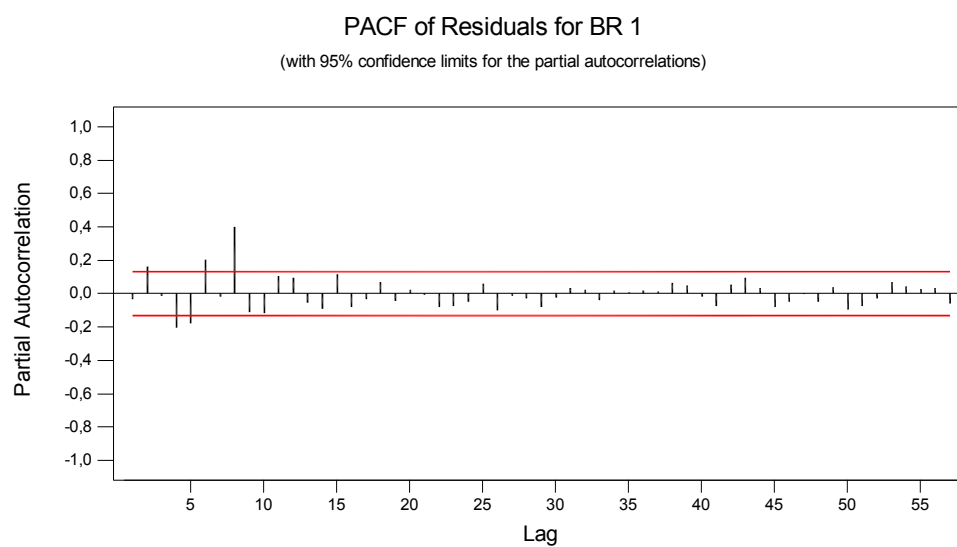


Figura 35 – PACF dos Resíduos para ARIMA BR1
Fonte: O autor, via software Minitab.

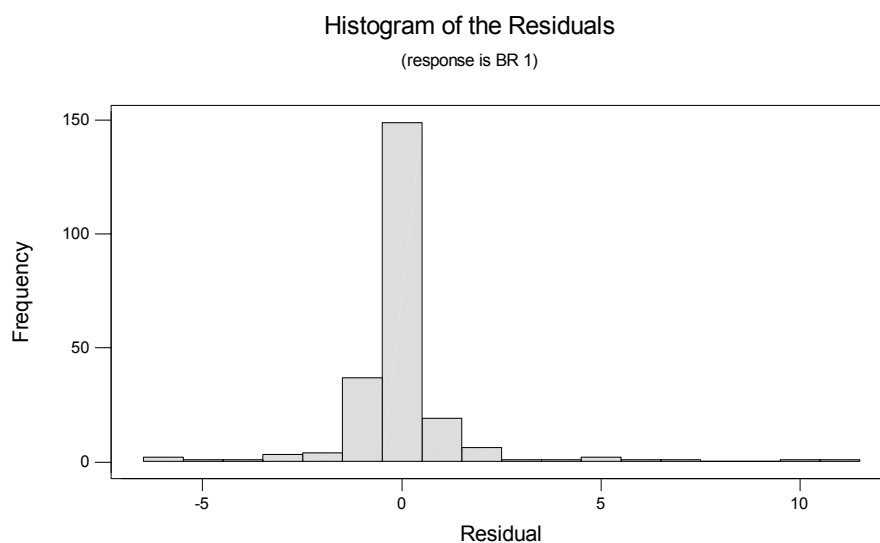


Figura 36 – Histograma dos Resíduos para ARIMA BR1
Fonte: O autor, via software Minitab.

A Figura 36 indica que Histograma de Resíduos mostra baixa normalidade de distribuição dos resíduos não explicados pelo modelo, o que não exclui, por completo, a proposta de modelagem ARIMA.

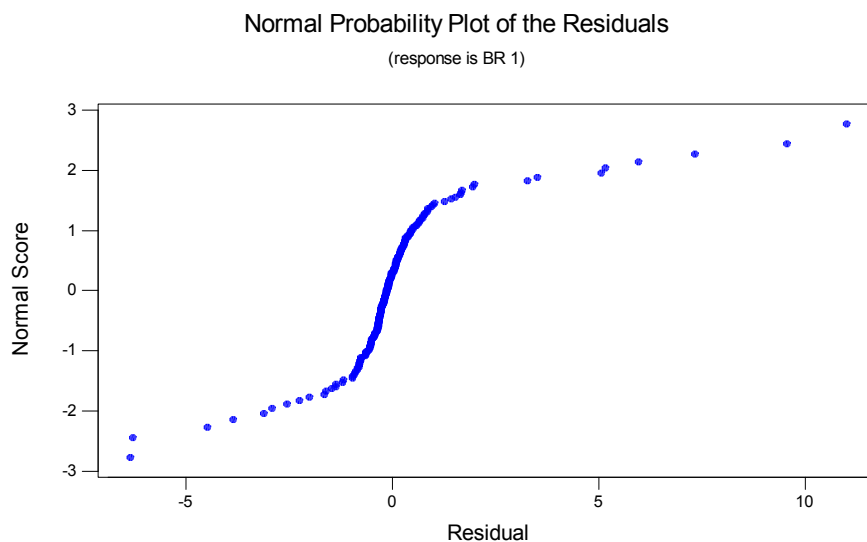


Figura 37 – Normalidade dos Resíduos para ARIMA BR1
Fonte: O autor, via software Minitab.

A classificação de normalidade sugerida pela Figura 37 não é uma reta, o que não confere a normalidade de distribuição de resíduos.

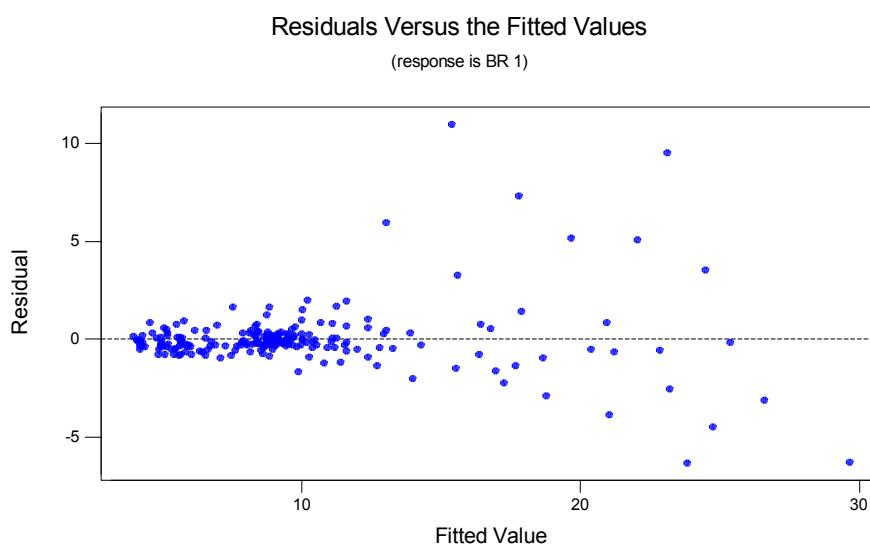


Figura 38 – Concentração dos Resíduos para ARIMA BR1
Fonte: O autor, via software Minitab.

A Figura 38 mostra que os resíduos ficam mais agrupados em proporção quando as taxas ativas se encontram a níveis inferiores a 15% a.a. Menor distribuição residual com taxas ativas menores. Corrobora o momento de stress do mercado brasileiro relacionado com taxas ativas maiores que 15% a.a. (de 07.06.2002 a 13.12.2002).

Já a Figura 39 ilustra bem que há concentração de resíduos na maioria dos instantes de medição, destacando-se os valores relativos ao período de 07.06.2002 a 13.12.2002, o que não corrobora a sua quase distribuição normal.

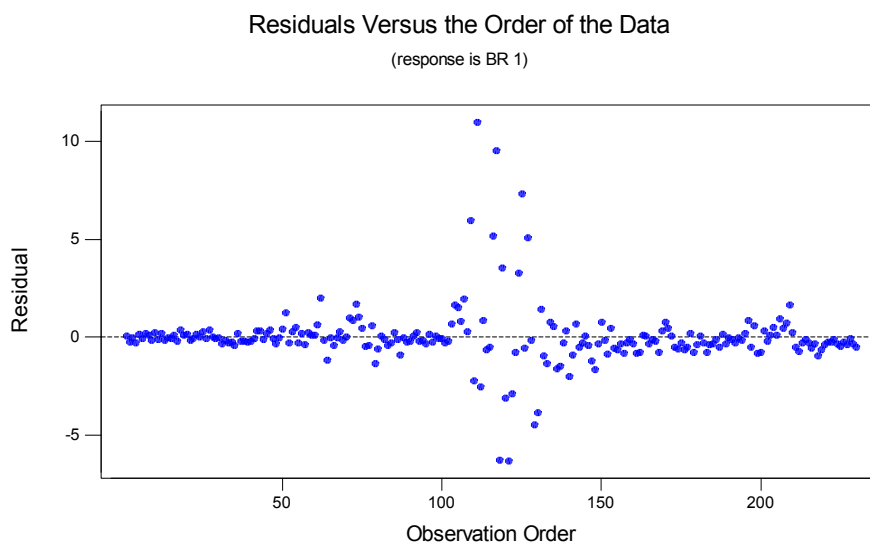


Figura 39 –Resíduos X Instantes de Medição para ARIMA BR1
Fonte: O autor, via software Minitab.

O Minitab expõe a tabela de resultados projetados para 31 instantes de medição futuros, com seus valores projetados, seus mínimos e máximos. Com estes resultados pode ser comparado o perfil de acerto do modelo ARIMA criado, através da comparação com os resultados verificados no Sistema Bloomberg.

A Tabela 15, a seguir, mostra os resultados dos dados projetados pelo Minitab.

Tabela 15 – Valores Projetados e Margens de Segurança de 95% para ARIMA BR1

Forecasts from period 230

Period	Forecast	95 Percent Limits	
		Lower	Upper
231	4,5946	1,4098	7,7794
232	4,7234	0,7854	8,6614
233	4,8485	0,3133	9,3836
234	4,9699	-0,0638	10,0036
235	5,0879	-0,3745	10,5502
236	5,2024	-0,6354	11,0402
237	5,3136	-0,8574	11,4846
238	5,4216	-1,0479	11,8911
239	5,5265	-1,2124	12,2654
240	5,6284	-1,3551	12,6118
241	5,7273	-1,4791	12,9337
242	5,8233	-1,5872	13,2339
243	5,9166	-1,6815	13,5146
244	6,0072	-1,7635	13,7779
245	6,0951	-1,8350	14,0252
246	6,1805	-1,8970	14,2580
247	6,2635	-1,9506	14,4776
248	6,3440	-1,9969	14,6849
249	6,4223	-2,0364	14,8809
250	6,4982	-2,0701	15,0665
251	6,5720	-2,0984	15,2424
252	6,6436	-2,1220	15,4092
253	6,7132	-2,1412	15,5676
254	6,7807	-2,1566	15,7181
255	6,8463	-2,1686	15,8612
256	6,9100	-2,1774	15,9974
257	6,9719	-2,1834	16,1271
258	7,0320	-2,1868	16,2508
259	7,0903	-2,1880	16,3686
260	7,1470	-2,1871	16,4810
261	7,2020	-2,1844	16,5883

Fonte: O autor, via software Minitab.

Esta distribuição de resultados projetados a partir do período 231 de medição, ou seja, a 231^a. semana de dados colhidos e a 1^a. semana de dados projetados, faz com que o modelo estimado passa a mostrar o resultado gráfico ilustrado na Figura 40 a seguir.

As margens de segurança inferior e superior para esta amostra de dados mostram adequação aos dados medidos e corrobora uma maior margem quanto maior for o tempo de contratação para um ativo referenciado no primeiro nó de medição da ETTJ do Brasil. Devido à volatilidade histórica, tais limites carregam a variância medida no tempo para estimar a volatilidade futura.

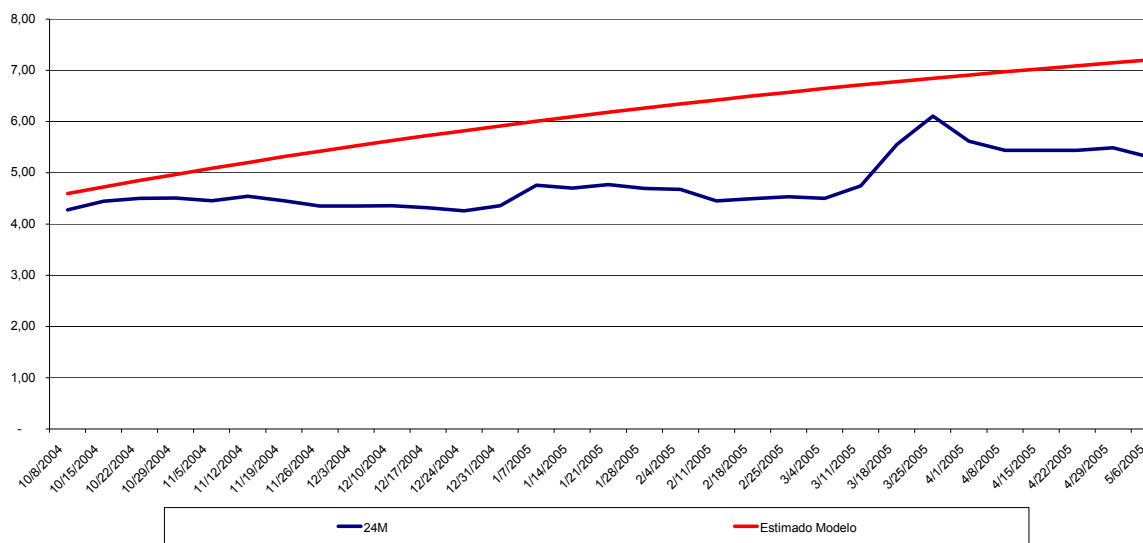


Figura 40 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR1

Fonte: O autor.

A Tabela 16 a seguir, mostra os valores estimados por ARIMA (1,0,1) para o primeiro “nó” de medição do Brasil (BR1) e os valores realmente verificados. A ilustração gráfica da Figura 40 mostra de forma adequada o grau de acerto do modelo gerado por ARIMA para a série analisada.

Os testes de MAE, MAPE, RMSE e RMSPE estão descritos na subseção 4.1.3 desta dissertação, assim como as equações que definem as respectivas curvas dos dois universos analisados.

Para todos os outros sete “nós” temporais de análise (3 do Brasil e 4 dos Estados Unidos) foram realizados os mesmos procedimentos, onde foram obtidos os resultados já expostos na subseção 4.1.3 deste estudo. A seguir são expostos os gráficos das séries projetadas comparadas com as verificadas para os “nós” restantes bem como o referido histograma de resíduos relacionado e a análise de resultados dos modelos.

Tabela 16 – Valores Estimados e Verificados para ARIMA BR1

ARIMA BR1 - Resultado de Taxas (% a. a.)		
Instante	Estimada	Verificada
231	4,59461	4,27560
232	4,59461	4,27560
233	4,59461	4,27560
234	4,59461	4,27560
235	4,59461	4,27560
236	4,59461	4,27560
237	4,59461	4,27560
238	4,59461	4,27560
239	4,59461	4,27560
240	4,59461	4,27560
241	4,59461	4,27560
242	4,59461	4,27560
243	4,59461	4,27560
244	4,59461	4,27560
245	4,59461	4,27560
246	4,59461	4,27560
247	4,59461	4,27560
248	4,59461	4,27560
249	4,59461	4,27560
250	4,59461	4,27560
251	4,59461	4,27560
252	4,59461	4,27560
253	4,59461	4,27560
254	4,59461	4,27560
255	4,59461	4,27560
256	4,59461	4,27560
257	4,59461	4,27560
258	4,59461	4,27560
259	4,59461	4,27560
260	4,59461	4,27560
261	4,59461	4,27560

Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA BR 2

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para ARIMA BR2:

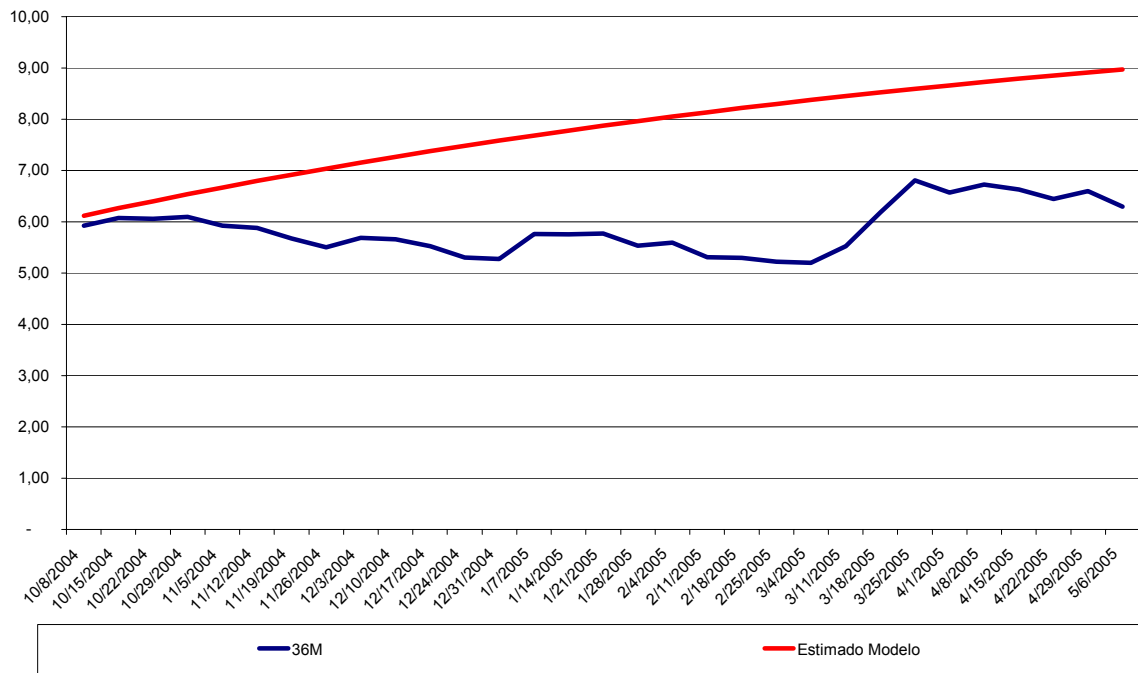


Figura 41 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR2
 Fonte: O autor.

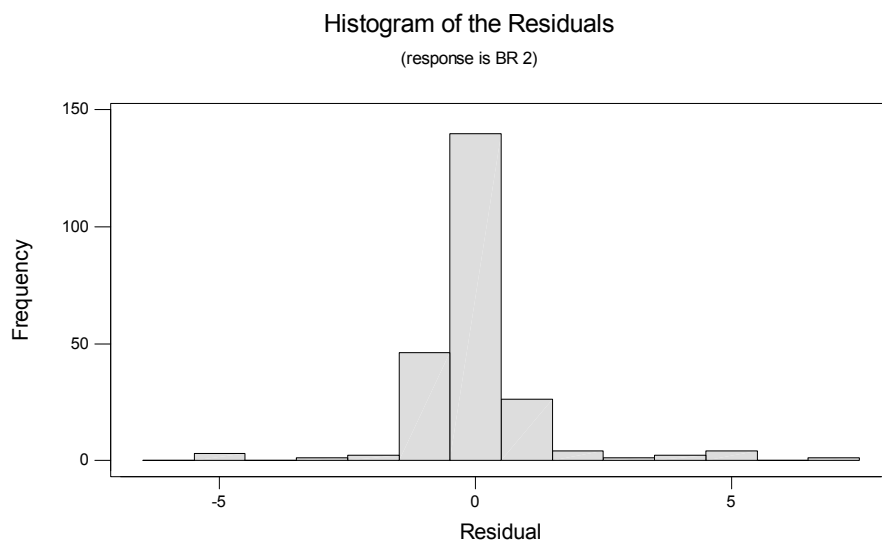


Figura 42 – Histograma dos Resíduos para ARIMA BR2
 Fonte: O autor, via software Minitab.

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0,9692	0,0170	56,95	0,000
Constant	0,33295	0,08304	4,01	0,000
Mean	10,802	2,694		
Number of observations: 230				
Residuals: SS = 356,063 (backforecasts excluded)				
MS = 1,562 DF = 228				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	70,6	80,9	87,2	93,7
DF	10	22	34	46
P-Value	0,000	0,000	0,000	0,000

Quadro 6 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,0) BR2

Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA BR 3

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para ARIMA BR3:

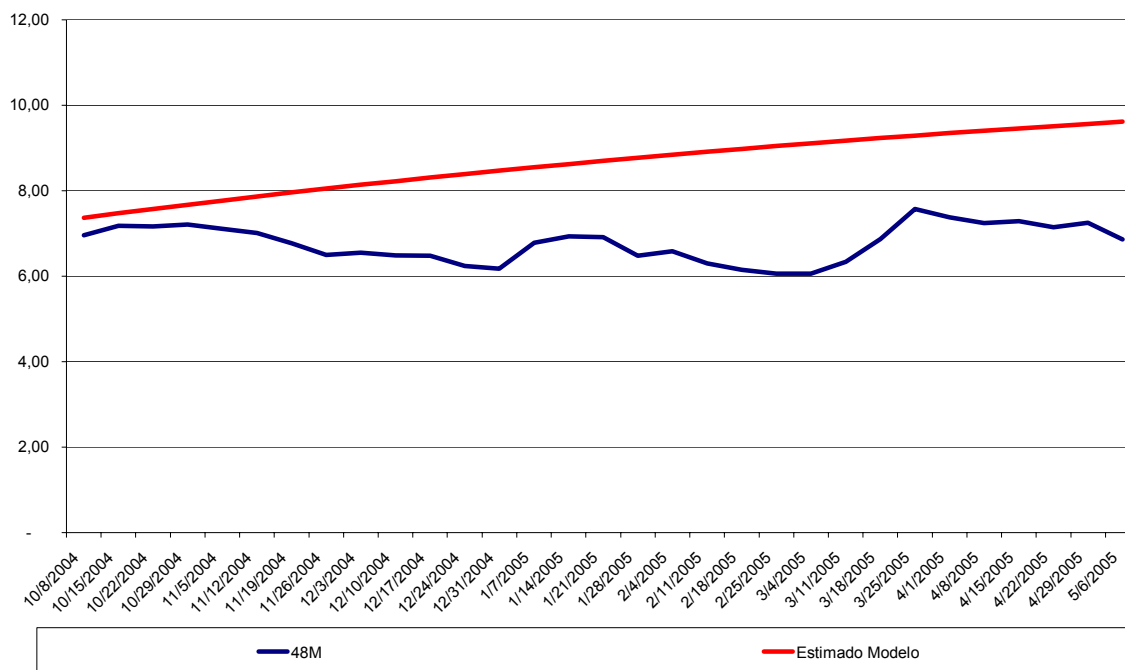


Figura 43 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR3

Fonte: O autor.

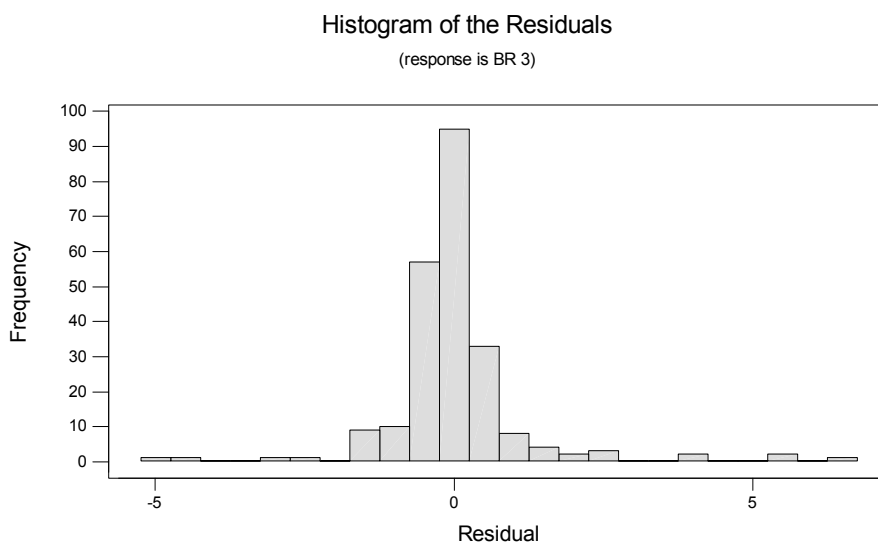


Figura 44 – Histograma dos Resíduos para ARIMA BR3

Fonte: O autor, via software Minitab.

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0,9755	0,0153	63,95	0,000
Constant	0,28533	0,07368	3,87	0,000
Mean	11,661	3,011		
Number of observations: 230				
Residuals: SS = 280,737 (backforecasts excluded)				
MS = 1,231 DF = 228				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	76,6	90,9	97,3	105,4
DF	10	22	34	46
P-Value	0,000	0,000	0,000	0,000

Quadro 7 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,0) BR3

Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA BR 4

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para ARIMA BR4:

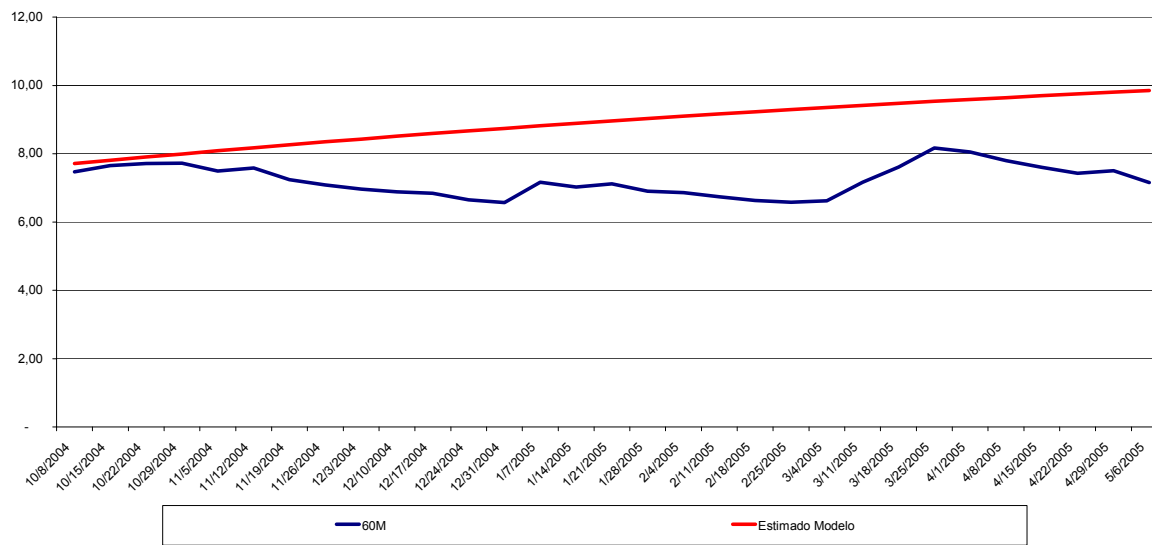


Figura 45 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva BR4
 Fonte: O autor.

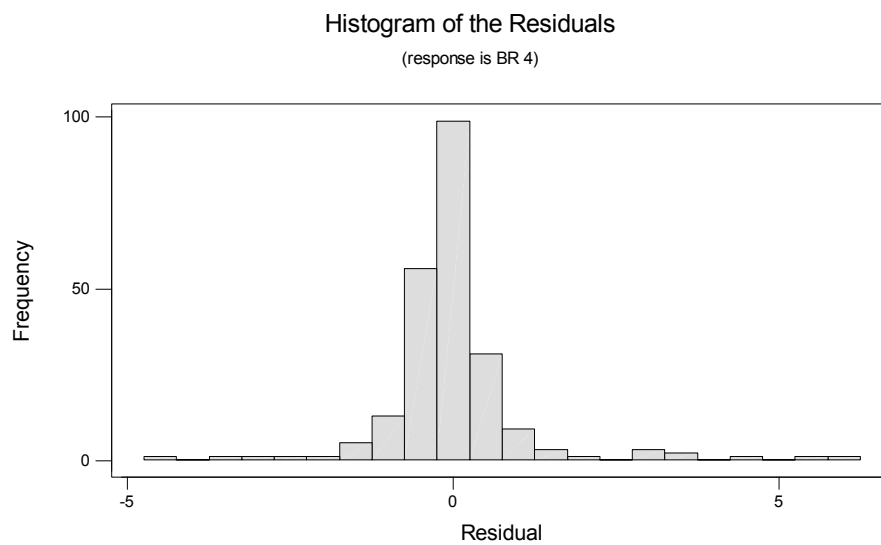


Figura 46 – Histograma dos Resíduos para ARIMA BR4
 Fonte: O autor, via software Minitab.

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0,9775	0,0148	66,11	0,000
Constant	0,27058	0,06788	3,99	0,000
Mean	12,041	3,021		

Number of observations: 230
Residuals: SS = 236,245 (backforecasts excluded)
MS = 1,036 DF = 228

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	Chi-Square	DF	P-Value	
12	63,5	10	0,000	24
24	75,2	22	0,000	36
36	81,4	34	0,000	48
48	89,4	46	0,000	

Quadro 8 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,0,0) BR4

Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA EUA 1

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para EUA1:

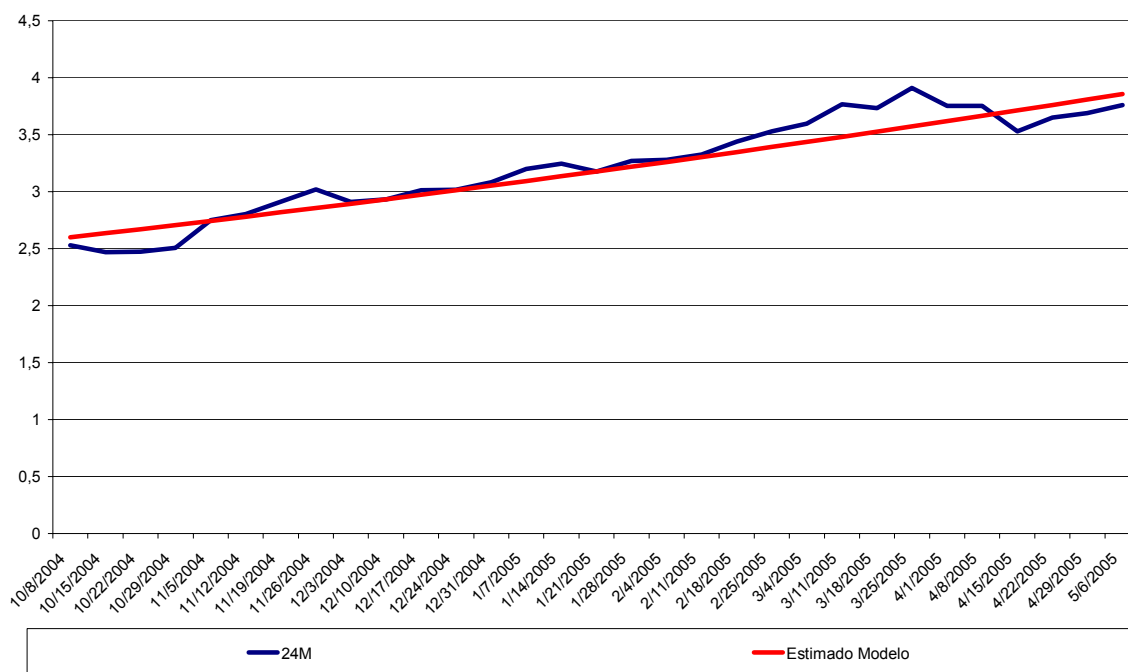


Figura 47 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA1

Fonte: O autor.

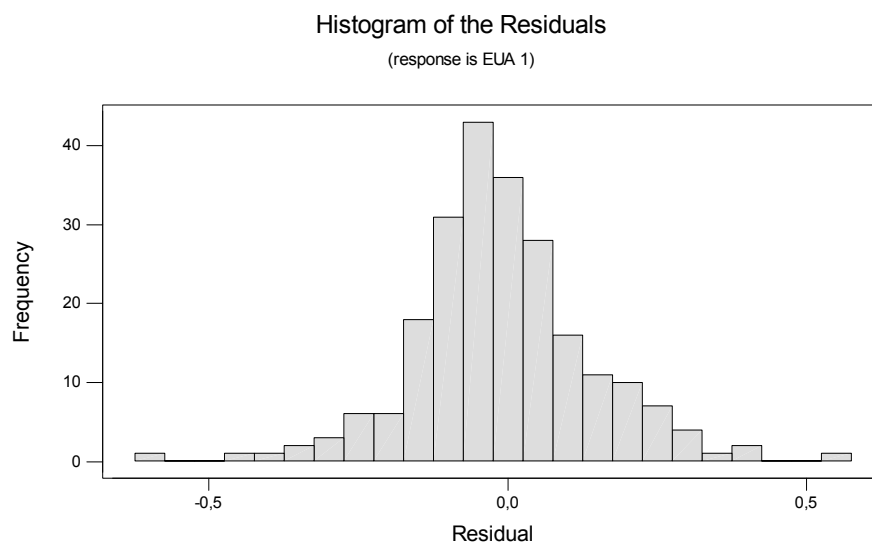


Figura 48 – Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA1

Fonte: O autor, via software Minitab.

```

Final Estimates of Parameters
Type      Coef      SE Coef      T      P
AR 1      -0,1686    0,0660      -2,56  0,011
MA 1       0,9926    0,0081     122,35  0,000
Constant  0,0005387  0,0001590   3,39   0,001

Differencing: 2 regular differences
Number of observations: Original series 230, after
differencing 228
Residuals:  SS = 5,04074 (backforecasts excluded)
              MS = 0,02240  DF = 225

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic
Lag        12        24        36        48
Chi-Square  9,2       23,3      40,9      53,1
DF          9         21        33        45
P-Value    0,418    0,327    0,162    0,189

```

Quadro 9 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,1) EUA1

Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA EUA 2

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para EUA2:

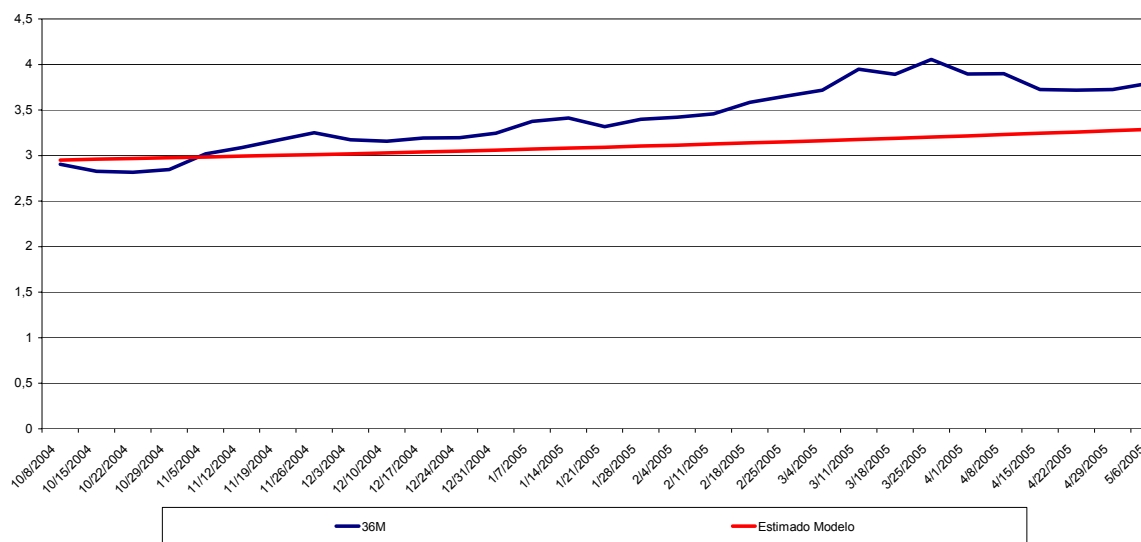


Figura 49 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA2
Fonte: O autor.

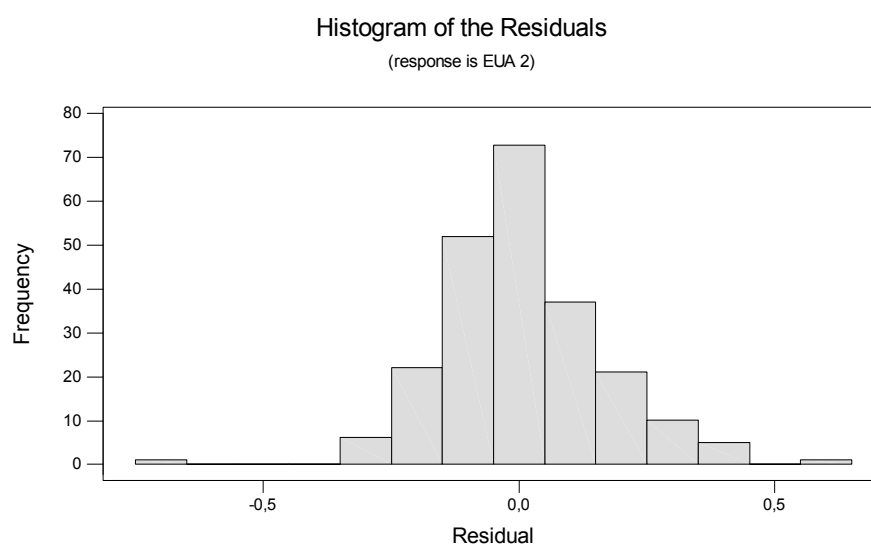


Figura 50 – Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA2
Fonte: O autor, via software Minitab.

Final Estimates of Parameters					
Type		Coef	SE Coef	T	P
AR	1	-0,2935	0,0667	-4,40	0,000
MA	1	0,7516	0,0039	193,94	0,000
MA	2	0,2443	0,0364	6,71	0,000
Constant		0,0003146	0,0002508	1,25	0,211

Differencing: 2 regular differences
Number of observations: Original series 230, after differencing 228
Residuals: SS = 5,67778 (backforecasts excluded)
MS = 0,02535 DF = 224

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic					
Lag	12	24	36	48	
Chi-Square	8,6	23,4	40,8	48,5	
DF	8	20	32	44	
P-Value	0,377	0,270	0,137	0,297	

Quadro 10- Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,2) EUA2

Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA EUA 3

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para EUA3:

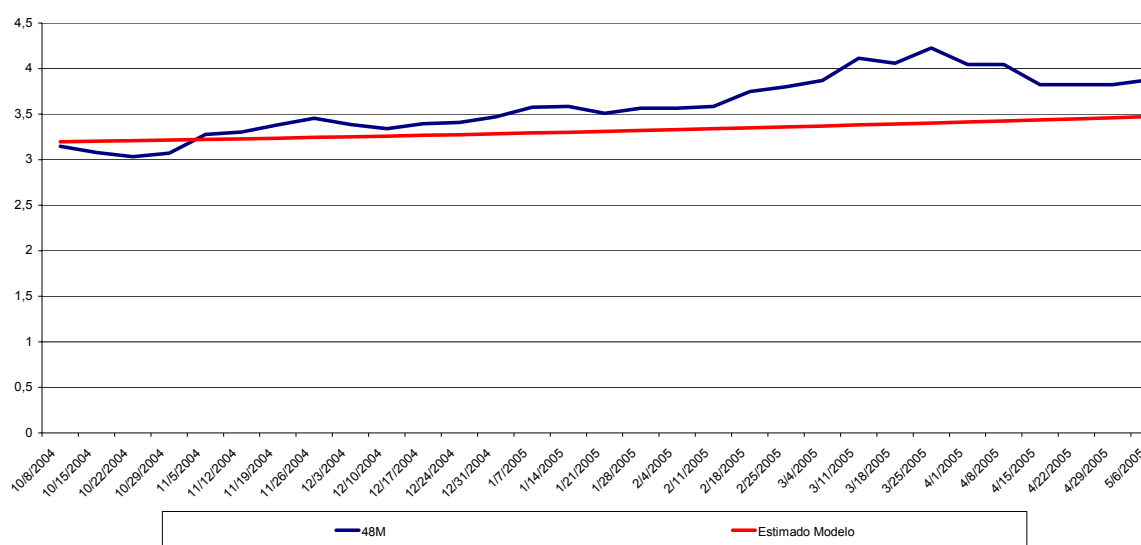


Figura 51 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA3

Fonte: O autor.

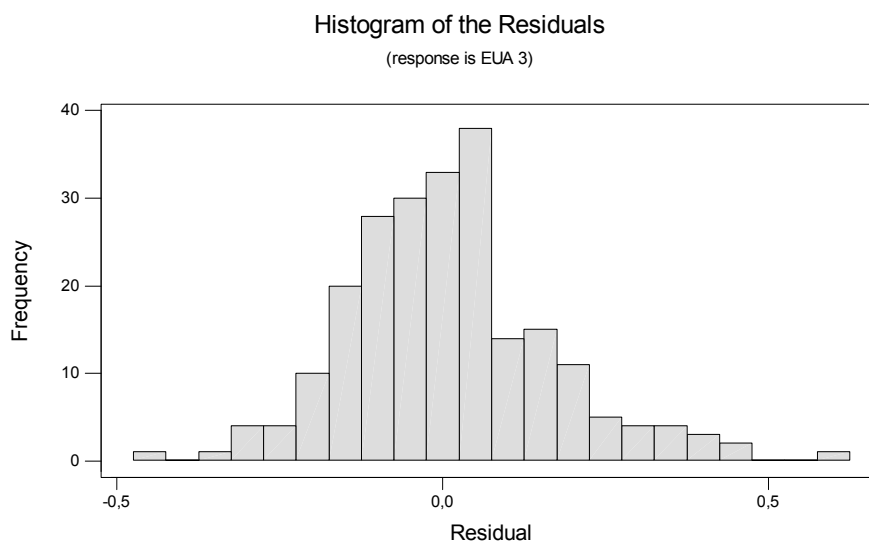


Figura 52 – Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA3
Fonte: O autor, via software Minitab.

```

Final Estimates of Parameters
Type      Coef      SE Coef      T      P
AR 1      -0,2476    0,0669      -3,70  0,000
MA 1       0,7970    0,0022     363,26  0,000
MA 2       0,1968    0,0331      5,95   0,000
Constant  0,0002655  0,0002966   0,90   0,372

Differencing: 2 regular differences
Number of observations: Original series 230, after
differencing 228
Residuals:  SS = 5,59687 (backforecasts excluded)
              MS = 0,02499  DF = 224

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic
Lag      12      24      36      48
Chi-Square  9,2    24,8    36,2    45,4
DF        8      20      32      44
P-Value   0,323  0,209  0,278  0,412

```

Quadro 11 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,2) EUA3
Fonte: O autor, via software Minitab.

Análise para o modelo ARIMA EUA 4

Seguem os Gráficos da Série Projetada e Verificada, assim como Histograma dos Resíduos para EUA4:

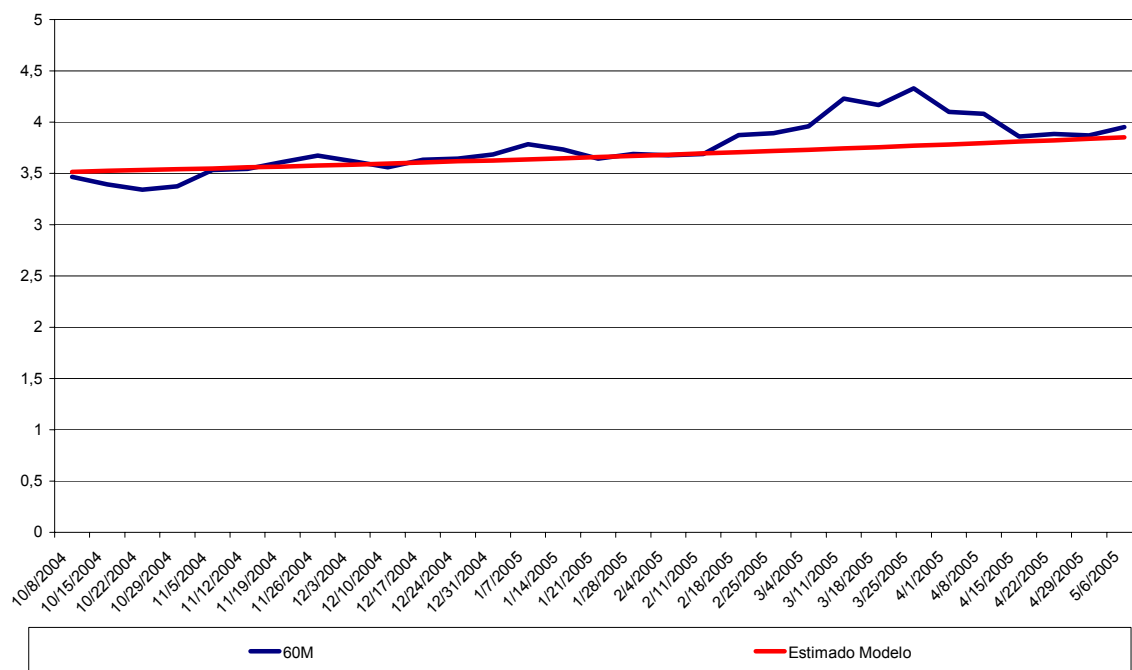


Figura 53 – Valores projetados por ARIMA e verificados na Curva EUA4

Fonte: O autor.

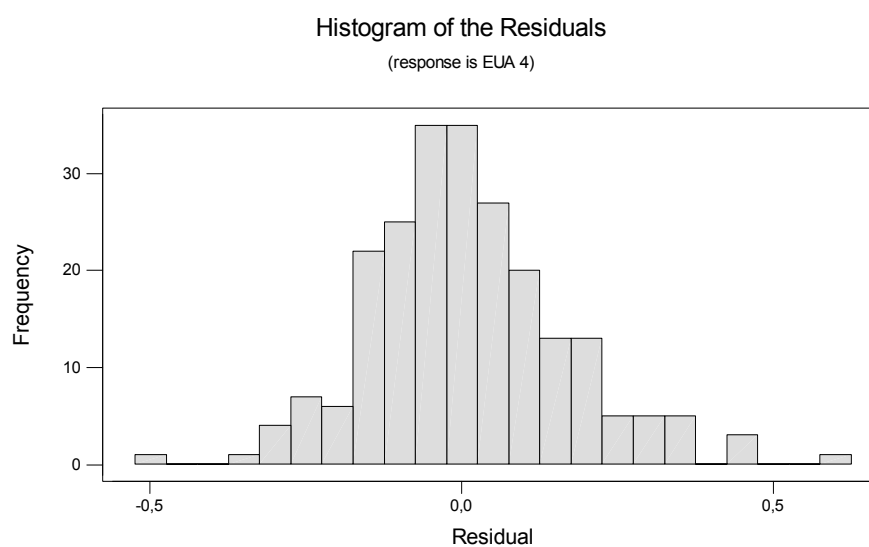


Figura 54 – Histograma dos Resíduos para ARIMA EUA4

Fonte: O autor, via software Minitab.

```

Final Estimates of Parameters
Type      Coef      SE Coef      T      P
AR 1      -0,2811     0,0662     -4,25   0,000
MA 1       0,7651     0,0030    254,08   0,000
MA 2       0,2260     0,0328     6,89    0,000
Constant  0,0002670  0,0003480   0,77    0,444

Differencing: 2 regular differences
Number of observations: Original series 230, after
differencing 228
Residuals:  SS = 5,58912 (backforecasts excluded)
              MS = 0,02495  DF = 224

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic
Lag        12        24        36        48
Chi-Square  9,9       26,4      39,6      48,8
DF          8         20        32        44
P-Value    0,270     0,154     0,167     0,286

```

Quadro 12 - Análise de Resultados modelo ARIMA (1,2,2) EUA4

Fonte: O autor, via software Minitab.

**APÊNDICE G – GAPs Brasil/Estados Unidos nas ETTJ estimadas e medidas
por ARIMA**

**Tabela 17 – GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó”
de 2 anos**

Instante	ESTADOS UNIDOS		BRASIL		SPREAD DE RISCO		
	Estimado	Medido	Estimado	Medido	Estimado	Medido	GAP
231	2,60008	2,53130	4,59461	4,27560	1,99453	1,74430	0,25023
232	2,63536	2,47130	4,72340	4,44290	2,08804	1,97160	0,11644
233	2,67104	2,47460	4,84846	4,50000	2,17742	2,02540	0,15202
234	2,70719	2,50520	4,96992	4,50800	2,26273	2,00280	0,25993
235	2,74379	2,74930	5,08786	4,45800	2,34407	1,70870	0,63537
236	2,78086	2,80490	5,20239	4,54260	2,42153	1,73770	0,68383
237	2,81839	2,91310	5,31361	4,45430	2,49522	1,54120	0,95402
238	2,85638	3,01850	5,42161	4,35270	2,56523	1,33420	1,23103
239	2,89483	2,90870	5,52650	4,35320	2,63167	1,44450	1,18717
240	2,93374	2,93330	5,62835	4,35470	2,69461	1,42140	1,27321
241	2,97312	3,01270	5,72726	4,31940	2,75414	1,30670	1,44744
242	3,01295	3,01770	5,82331	4,25630	2,81036	1,23860	1,57176
243	3,05325	3,08240	5,91658	4,35730	2,86333	1,27490	1,58843
244	3,09400	3,20090	6,00716	4,75810	2,91316	1,55720	1,35596
245	3,13522	3,24570	6,09512	4,70150	2,95990	1,45580	1,50410
246	3,17690	3,17670	6,18053	4,76830	3,00363	1,59160	1,41203
247	3,21904	3,27030	6,26348	4,69350	3,04444	1,42320	1,62124
248	3,26164	3,27990	6,34403	4,67570	3,08239	1,39580	1,68659
249	3,30470	3,32530	6,42225	4,45190	3,11755	1,12660	1,99095
250	3,34822	3,43890	6,49821	4,49640	3,14999	1,05750	2,09249
251	3,39220	3,52870	6,57198	4,53400	3,17978	1,00530	2,17448
252	3,43665	3,59680	6,64361	4,50270	3,20696	0,90590	2,30106
253	3,48155	3,76510	6,71317	4,74640	3,23162	0,98130	2,25032
254	3,52692	3,73330	6,78073	5,55530	3,25381	1,82200	1,43181
255	3,57275	3,91040	6,84633	6,10570	3,27358	2,19530	1,07828
256	3,61904	3,75260	6,91003	5,61720	3,29099	1,86460	1,42639
257	3,66579	3,75310	6,97189	5,44000	3,30610	1,68690	1,61920
258	3,71300	3,53080	7,03196	5,43840	3,31896	1,90760	1,41136
259	3,76067	3,64970	7,09030	5,44080	3,32963	1,79110	1,53853
260	3,80880	3,69150	7,14695	5,49170	3,33815	1,80020	1,53795
261	3,85739	3,75970	7,20197	5,30950	3,34458	1,54980	1,79478
Máximos	3,85739	3,91040	7,20197	6,10570	3,34458	2,19530	2,30106
Mínimos	2,60008	2,47130	4,59461	4,25630	1,99453	0,90590	0,11644
DP	0,38141	0,43266	0,78649	0,49996	0,41444	0,33546	0,59521
Média	3,19534	3,22685	6,08076	4,77104	2,88542	1,54418	1,34124

Fonte: O autor.

Tabela 18 – GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 3 anos

Instante	ESTADOS UNIDOS		BRASIL		SPREAD DE RISCO		GAP
	Estimado	Medido	Estimado	Medido	Estimado	Medido	
231	2,95206	2,16770	6,11894	5,92510	3,16688	3,75740	(0,59052)
232	2,96017	2,13460	6,26330	6,07420	3,30313	3,93960	(0,63647)
233	2,96793	2,16630	6,40320	6,05580	3,43527	3,88950	(0,45423)
234	2,97611	2,22680	6,53879	6,09670	3,56268	3,86990	(0,30722)
235	2,98448	2,33680	6,67020	5,92430	3,68572	3,58750	0,09822
236	2,99311	2,39370	6,79756	5,88360	3,80445	3,48990	0,31455
237	3,00197	2,51810	6,92100	5,67080	3,91903	3,15270	0,76633
238	3,01109	2,61080	7,04063	5,50460	4,02954	2,89380	1,13574
239	3,02044	2,52710	7,15658	5,68590	4,13614	3,15880	0,97734
240	3,03004	2,57120	7,26895	5,65700	4,23891	3,08580	1,15311
241	3,03988	2,67210	7,37785	5,52770	4,33797	2,85560	1,48237
242	3,04997	2,70950	7,48340	5,30300	4,43343	2,59350	1,83993
243	3,06029	2,78450	7,58570	5,27630	4,52541	2,49180	2,03361
244	3,07087	2,86590	7,68484	5,76400	4,61397	2,89810	1,71587
245	3,08168	2,93570	7,78093	5,75590	4,69925	2,82020	1,87905
246	3,09274	2,87180	7,87406	5,77310	4,78132	2,90130	1,88002
247	3,10404	2,98830	7,96432	5,53100	4,86028	2,54270	2,31758
248	3,11558	2,97090	8,05179	5,59480	4,93621	2,62390	2,31231
249	3,12737	2,99890	8,13657	5,30980	5,00920	2,31090	2,69830
250	3,13940	3,11570	8,21873	5,29580	5,07933	2,18010	2,89923
251	3,15167	3,25620	8,29837	5,22010	5,14670	1,96390	3,18280
252	3,16419	3,21770	8,37555	5,20040	5,21136	1,98270	3,22866
253	3,17695	3,36030	8,45035	5,52800	5,27340	2,16770	3,10570
254	3,18996	3,35320	8,52284	6,18550	5,33288	2,83230	2,50058
255	3,20320	3,49300	8,59310	6,81040	5,38990	3,31740	2,07250
256	3,21669	3,41340	8,66119	6,56970	5,44450	3,15630	2,28820
257	3,23043	3,43800	8,72719	6,72520	5,49676	3,28720	2,20956
258	3,24440	3,33140	8,79115	6,63240	5,54675	3,30100	2,24575
259	3,25862	3,34750	8,85314	6,44500	5,59452	3,09750	2,49702
260	3,27308	3,38420	8,91322	6,59940	5,64014	3,21520	2,42494
261	3,28779	3,42940	8,97145	6,29960	5,68366	2,87020	2,81346
Máximos	3,28779	3,49300	8,97145	6,81040	5,68366	3,93960	3,22866
Mínimos	2,95206	2,13460	6,11894	5,20040	3,16688	1,96390	(0,63647)
DP	0,10204	0,43915	0,85988	0,47838	0,76039	0,54260	1,15310
Média	3,10246	2,89002	7,75790	5,86533	4,65544	2,97530	1,68014

Fonte: O autor.

Tabela 19 – GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 4 anos

Instante	ESTADOS UNIDOS		BRASIL		SPREAD DE RISCO		
	Estimado	Medido	Estimado	Medido	Estimado	Medido	GAP
231	3,19565	3,14670	7,36769	6,95880	4,17204	3,81210	0,35994
232	3,20294	3,07710	7,47275	7,18660	4,26981	4,10950	0,16031
233	3,20903	3,03430	7,57523	7,16460	4,36620	4,13030	0,23590
234	3,21567	3,07150	7,67521	7,21310	4,45954	4,14160	0,31794
235	3,22245	3,27760	7,77274	7,10880	4,55029	3,83120	0,71909
236	3,22945	3,30230	7,86789	7,01260	4,63844	3,71030	0,92814
237	3,23667	3,38100	7,96070	6,77480	4,72403	3,39380	1,33023
238	3,24410	3,45540	8,05125	6,50200	4,80715	3,04660	1,76055
239	3,25174	3,38410	8,13958	6,54910	4,88784	3,16500	1,72284
240	3,25959	3,34050	8,22575	6,49250	4,96616	3,15200	1,81416
241	3,26766	3,39700	8,30981	6,47730	5,04215	3,08030	1,96185
242	3,27594	3,40900	8,39181	6,24130	5,11587	2,83230	2,28357
243	3,28443	3,47220	8,47181	6,18080	5,18738	2,70860	2,47878
244	3,29314	3,57360	8,54985	6,77940	5,25671	3,20580	2,05091
245	3,30206	3,58620	8,62598	6,93050	5,32392	3,34430	1,97962
246	3,31119	3,50870	8,70024	6,91980	5,38905	3,41110	1,97795
247	3,32053	3,56600	8,77270	6,48020	5,45217	2,91420	2,53797
248	3,33009	3,56510	8,84337	6,58420	5,51328	3,01910	2,49418
249	3,33986	3,58570	8,91232	6,30570	5,57246	2,72000	2,85246
250	3,34984	3,74990	8,97958	6,15070	5,62974	2,40080	3,22894
251	3,36004	3,79960	9,04520	6,06430	5,68516	2,26470	3,42046
252	3,37045	3,86870	9,10921	6,05890	5,73876	2,19020	3,54856
253	3,38107	4,11390	9,17165	6,33460	5,79058	2,22070	3,56988
254	3,39190	4,05830	9,23257	6,86960	5,84067	2,81130	3,02937
255	3,40295	4,22440	9,29199	7,56910	5,88904	3,34470	2,54434
256	3,41421	4,04520	9,34996	7,38040	5,93575	3,33520	2,60055
257	3,42568	4,04600	9,40651	7,24360	5,98083	3,19760	2,78323
258	3,43737	3,82340	9,46168	7,28490	6,02431	3,46150	2,56281
259	3,44926	3,82500	9,51550	7,14710	6,06624	3,32210	2,74414
260	3,46137	3,82280	9,56800	7,24920	6,10663	3,42640	2,68023
261	3,47370	3,87590	9,61922	6,86190	6,14552	2,98600	3,15952
Máximos	3,47370	4,22440	9,61922	7,56910	6,14552	4,14160	3,56988
Mínimos	3,19565	3,03430	7,36769	6,05890	4,17204	2,19020	0,16031
DP	0,08438	0,32557	0,68007	0,42792	0,59741	0,52704	0,99867
Média	3,31968	3,59313	8,62702	6,77666	5,30735	3,18353	2,12382

Fonte: O autor.

Tabela 20 – GAP Brasil/Estados Unidos nas ETTJ Estimadas e Medidas por ARIMA para o “nó” de 5 anos

Instante	ESTADOS UNIDOS		BRASIL		SPREAD DE RISCO		GAP
	Estimado	Medido	Estimado	Medido	Estimado	Medido	
231	3,51464	3,46610	7,70957	7,46590	4,19493	3,99980	0,19513
232	3,52432	3,39160	7,80691	7,64870	4,28259	4,25710	0,02549
233	3,53226	3,34030	7,90206	7,70820	4,36980	4,36790	0,00190
234	3,54096	3,37450	7,99507	7,72270	4,45411	4,34820	0,10591
235	3,54971	3,53190	8,08599	7,49170	4,53628	3,95980	0,57648
236	3,55871	3,54310	8,17487	7,58190	4,61616	4,03880	0,57736
237	3,56791	3,60950	8,26175	7,24170	4,69384	3,63220	1,06164
238	3,57732	3,67560	8,34668	7,08180	4,76936	3,40620	1,36316
239	3,58694	3,61870	8,42970	6,96320	4,84276	3,34450	1,49826
240	3,59677	3,55950	8,51086	6,88090	4,91409	3,32140	1,59269
241	3,60680	3,63370	8,59019	6,84130	4,98339	3,20760	1,77579
242	3,61705	3,64260	8,66774	6,65210	5,05069	3,00950	2,04119
243	3,62750	3,68620	8,74354	6,57200	5,11604	2,88580	2,23024
244	3,63816	3,78430	8,81764	7,16740	5,17948	3,38310	1,79638
245	3,64903	3,73270	8,89008	7,01990	5,24105	3,28720	1,95385
246	3,66011	3,64460	8,96089	7,11720	5,30078	3,47260	1,82818
247	3,67139	3,68890	9,03011	6,89930	5,35872	3,21040	2,14832
248	3,68289	3,67870	9,09777	6,86260	5,41488	3,18390	2,23098
249	3,69459	3,68790	9,16391	6,73270	5,46932	3,04480	2,42452
250	3,70650	3,87430	9,22857	6,62990	5,52207	2,75560	2,76647
251	3,71862	3,89110	9,29177	6,57560	5,57315	2,68450	2,88865
252	3,73095	3,95940	9,35355	6,61940	5,62260	2,66000	2,96260
253	3,74349	4,22910	9,41395	7,15960	5,67046	2,93050	2,73996
254	3,75623	4,16570	9,47298	7,60680	5,71675	3,44110	2,27565
255	3,76919	4,32810	9,53069	8,16250	5,76150	3,83440	1,92710
256	3,78235	4,09860	9,58711	8,04910	5,80476	3,95050	1,85426
257	3,79572	4,08240	9,64225	7,79530	5,84653	3,71290	2,13363
258	3,80930	3,86090	9,69616	7,60250	5,88686	3,74160	2,14526
259	3,82309	3,88530	9,74885	7,42740	5,92576	3,54210	2,38366
260	3,83708	3,86910	9,80037	7,50550	5,96329	3,63640	2,32689
261	3,85129	3,95160	9,85072	7,15250	5,99943	3,20090	2,79853
Máximos	3,85129	4,32810	9,85072	8,16250	5,99943	4,36790	2,96260
Mínimos	3,51464	3,34030	7,70957	6,57200	4,19493	2,66000	0,00190
DP	0,10200	0,24986	0,64707	0,44747	0,54670	0,47537	0,87667
Média	3,66842	3,75761	8,89685	7,22378	5,22843	3,46617	1,76226

Fonte: O autor.

ANEXOS**ANEXO A – Resolução 2.692, de 24.02.2000, do Banco Central do Brasil –
BACEN**RESOLUCAO 2.692

Estabelece critério para apuração do Patrimônio Líquido Exigido (PLE) para cobertura do risco decorrente da exposição das operações registradas nos demonstrativos contábeis à variação das taxas de juros praticadas no mercado, para as instituições referidas no Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 1994.

O BANCO CENTRAL DO BRASIL, na forma do art. 9º da Lei nº 4.595, de 31 de dezembro de 1964, torna público que o CONSELHO MONETÁRIO NACIONAL, em sessão realizada em 24 de fevereiro 2000, tendo em vista o disposto no art. 4º, incisos VIII e XI, da referida Lei, na Lei nº 4.728, de 14 de julho de 1965, no art. 20 da Lei nº 4.864, de 29 de novembro de 1965, na Lei nº 6.099, de 12 de setembro de 1974, com as alterações introduzidas pela Lei nº 7.132, de 26 de outubro de 1983, e no art. 6º do Decreto-lei nº 759, de 12 de agosto de 1969,

R E S O L V E U:

Art. 1º Estabelecer que o cálculo do Patrimônio Líquido Exigido (PLE) de que trata o Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 17 de agosto de 1994, deve englobar o risco decorrente da exposição das operações registradas nos demonstrativos contábeis das instituições referidas naquele Regulamento, à variação das taxas de juros praticadas no mercado.

Art. 2º Alterar o Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 1994, e alterações posteriores, que passa a vigorar com a seguinte redação:

"Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 17 de agosto de 1994, que estabelece a Obrigatoriedade de Manutenção, pelas Instituições Financeiras e demais Instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil, de Valor de Patrimônio Líquido, ajustado na forma da regulamentação em vigor, Compatível com o Grau de Risco da Estrutura de seus Ativos, Passivos e Contas de Compensação.

Art. 1º As instituições financeiras e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil, exceto as cooperativas de crédito e as sociedades de crédito ao microempreendedor, além dos limites mínimos de capital realizado e patrimônio líquido estabelecidos na regulamentação em vigor, devem manter valor de patrimônio líquido ajustado compatível com o grau de risco da estrutura de seus ativos, passivos e contas de compensação.

Parágrafo único. A obtenção do valor de que se trata deve levar em consideração, relativamente ao risco de crédito, a ponderação das operações ativas da instituição pelo risco a essas atribuído.

Art. 2º O cálculo do valor do patrimônio líquido referido no art.

1º obedecerá à seguinte fórmula:

$$PLE = F \cdot \sum_{i=1}^{n1} \text{Apr}_i + F' \cdot \sum_{i=1}^{n2} \text{RCD}_i + F'' \cdot \max \left(\left(\sum_{i=1}^{n3} \text{Apr}_i - 0,2 \cdot \text{PLA} \right); 0 \right) + \sum_{i=1}^{n3} \text{EC}_i$$

onde:

PLE = patrimônio líquido exigido;

F = fator aplicável ao Apr, equivalente a 0,11 (onze centésimos);

Apr = Ativo ponderado pelo risco = total do produto dos títulos do Ativo Circulante e Realizável a Longo Prazo (código 1.0.0.00.00-7 do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional - COSIF) pelos fatores de risco correspondentes + produto do Ativo Permanente (código 2.0.0.00.00-4 do COSIF) pelo fator de risco correspondente + produto dos títulos de Coobrigações e Riscos em Garantias Prestadas (código 3.0.1.00.00-4 do COSIF) pelos fatores de risco correspondentes;

F' = fator aplicável ao risco de crédito das operações de swap, igual a 0,20 (vinte centésimos);

n = número de operações de swap inscritas na conta 3.0.6.10.60-4 do i COSIF;

RCD = risco de crédito da i-ésima operação de swap inscrita na conta i 3.0.6.10.60-4 do COSIF, consistente na ponderação do valor de referência da operação no momento da respectiva contratação (VNi) pelo fator de risco potencial correspondente, considerado seu prazo a decorrer, dado pela fórmula:

$$RCD_i = VN_i \sqrt{\frac{Ra_i^2 + Rp_i^2 - 2 \cdot ra_{p_i} \cdot Ra_i \cdot Rp_i}{2}}$$

onde:

Ra_i = risco do referencial ativo da i-ésima operação;

Rp_i = risco do referencial passivo da i-ésima operação;

ra_p_i = correlação entre os referenciais ativo e passivo da i-ésima operação;

F'' = fator aplicável às operações com ouro e com ativos e passivos referenciados em variação cambial, incluídas aquelas realizadas nos mercados de derivativos, igual a 0,50 (cinquenta centésimos);

n₂ = número de posições líquidas em cada moeda e em ouro;

Apr_i = valor das posições líquidas das operações com ouro e com ativos e passivos referenciados em variação cambial, incluídas aquelas realizadas nos mercados de derivativos;

PLA = patrimônio líquido ajustado, apurado nos termos da Resolução nº 2.543, de 26 de agosto de 1998;

n₃ = número de parcelas representativas do valor de PLE para cobertura do risco de mercado de taxa de juros em determinada

moeda/base de remuneração;

EC = parcela representativa do valor de PLE para cobertura do risco de mercado de taxa de juro em determinada moeda/base de remuneração.

Parágrafo 1º Para efeito da apuração do risco das operações de swap (RCDi), os valores referentes aos riscos dos referenciais objeto, bem como as suas correlações, serão calculados e divulgados na forma a ser definida pelo Banco Central do Brasil.

Parágrafo 2º Para efeito da apuração do Apr, os riscos das operações ativas obedecerão a classificação constante da tabela anexa a este Regulamento.

Parágrafo 3º Para efeito da apuração do PLE para cobertura do risco de mercado relativo a taxa de juros, serão utilizados a metodologia, as fórmulas e os parâmetros estabelecidos pelo Banco Central do Brasil.

Art. 3º Não integram a base de cálculo do PLE, para efeito de apuração do risco de crédito:

I - as operações com garantia realizadas em sistemas administrados por bolsas de valores ou de mercadorias e de futuros;

II - as operações nas quais a instituição atue exclusivamente como intermediadora, não assumindo quaisquer direitos ou obrigações com a contraparte.

Art. 4º Fica o Banco Central do Brasil autorizado a:

I - alterar a tabela referida no art. 2º, parágrafo 2º, bem como os fatores F, F' e F'', e demais parâmetros constantes da fórmula estabelecida no caput do referido artigo;

II - atribuir fatores de risco aos títulos contábeis constantes do COSIF;

III - divulgar a metodologia de cálculo para a determinação do valor de cada uma das parcelas representativas do valor de PLE para cobertura do risco de mercado de taxa de juro em determinada moeda/base de remuneração;

IV - baixar recomendações voltadas para a avaliação e para o gerenciamento dos riscos das instituições financeiras e demais instituições por ele autorizadas a funcionar, de molde a propiciar melhor compreensão e a implementação dos instrumentos necessários ao controle e à supervisão das operações financeiras, em geral, e daquelas realizadas nos mercados de derivativos, em particular."

Art. 3º Os procedimentos e os controles relativos à apuração dos limites estabelecidos na Resolução nº 2.606, de 27 de maio de 1999, e nesta Resolução constituem responsabilidade de administrador tecnicamente qualificado responsável pelo gerenciamento de risco da instituição, observado o disposto na Resolução nº 2.554, de 24 de setembro de 1998.

Art. 4º As instituições referidas no art. 1º terão prazo até 30 de junho de 2000, para a adaptação dos respectivos valores de PLE às condições estabelecidas nesta Resolução.

Art. 5º Na hipótese de o valor do PLE, apurado na forma do art. 2º do Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 1994, com a redação dada pelo art. 2º desta Resolução, revelar-se, na data da entrada em vigor desta Resolução, superior ao valor do PLA referido no mesmo artigo, o excesso deve ser eliminado à medida que liquidadas as operações, ficando a instituição impedida de assumir novas posições que

onerem referido valor, até o seu efetivo enquadramento.

Art. 6º A não observância dos padrões de capital e de patrimônio líquido mínimos de que trata esta Resolução e regulamentação complementar sujeita a instituição ao disposto nos arts. 2º da Resolução nº 2.099, de 1994, e 11 da Resolução nº 2.212, de 1995.

Art. 7º Fica o Banco Central do Brasil autorizado a baixar as normas e a adotar as medidas necessárias ao cumprimento do disposto nesta Resolução.

Art. 8º Esta Resolução entra em vigor na data de sua publicação.

Art. 9º Ficam revogados os arts. 1º da Resolução nº 2.212, de 16 de novembro de 1995, 2º, 3º e 5º da Resolução nº 2.399, de 25 de junho de 1997, 2º e 3º da Resolução nº 2.606, de 1999, e 2º da Resolução nº 2.607, de 27 de maio de 1999.

Brasília, 24 de fevereiro de 2000

Arminio Fraga Neto
Presidente

Nota. Nas fórmulas do art. 2º a letra S corresponde a somatório.

ANEXO B – Circular 2.972, de 23.03.2000, do Banco Central do Brasil – BACEN

CIRCULAR 2.972

Estabelece critérios e condições para a apuração da parcela do Patrimônio Líquido Exigido (PLE) para cobertura do risco decorrente da exposição das operações denominadas em Real e remuneradas com base em taxas prefixadas de juros à variação das taxas praticadas no mercado, de que trata a Resolução nº 2.692, de 2000.

A Diretoria Colegiada do Banco Central Do Brasil, em sessão realizada em 23 de março de 2000, tendo em vista o disposto no art. 2º, parágrafo 3º, do Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 17 de agosto de 1994, com a redação dada pelo art. 2º da Resolução nº 2.692, de 24 de fevereiro de 2000,

D E C I D I U:

Art. 1º Estabelecer que a apuração do valor diário da parcela do Patrimônio Líquido Exigido (PLE) para cobertura do risco decorrente da exposição das operações denominadas em Real e remuneradas com base em taxas de juros prefixadas à variação das taxas de juros praticadas no mercado (EC (Juros Pré),t), de que trata a Resolução nº 2.692, de 24 de fevereiro de 2000, obedecerá à seguinte fórmula:

$$EC [Juros Pré],t = \max \left(\frac{Mt}{60} \cdot \sum_{i=1}^{60} S_{t-i} \text{ Padrão}, \text{ VaR}_{t-1} \text{ Padrão} \right), \text{ onde:}$$

Mt = multiplicador para o dia t, divulgado diariamente pelo Banco Central do Brasil, determinado como função decrescente da volatilidade, compreendido entre 1 e 3;

Padrão

VaR_t = valor em risco em reais do conjunto das operações de que se trata para o dia t, obtido de acordo com a seguinte fórmula:

$$\text{VaR}_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \text{VaR}_{i,t} \times \text{VaR}_{j,t} \times \text{RO}_{i,j}}, \text{ onde:}$$

n = número de vértices, assim compreendidos os prazos P_i ;

$\text{VaR}_{i,t}$ = valor em risco em reais associado ao vértice P_i no dia t , obtido de acordo com a seguinte fórmula:

$$\text{VaR}_{i,t} = 2,33 \times \frac{P_i}{252} \times \text{SIG}_t \times \text{VMTM}_{i,t} \times \sqrt{D}, \text{ onde:}$$

P_i = prazos de 21, 42, 63, 126, 252, 504 e 756 dias úteis (vértices), considerados para efeito de agrupamento dos fluxos de caixa, conforme procedimento descrito no art. 3º;

SIG_t = volatilidade padrão para o dia t , divulgada diariamente pelo Banco Central do Brasil;

$\text{VMTM}_{i,t}$ = soma algébrica em reais das parcelas/valores dos fluxos de caixa marcados a mercado no dia t e alocados no vértice P_i , positiva ou negativa, conforme procedimento descrito no art. 3º;

$D = 10$ (número de dias úteis considerados necessários para a liquidação da posição);

$\text{RO}_{i,j}$ = correlação entre os vértices i e j , utilizada para efeito de determinação do VaR_t , obtida de acordo com a seguinte fórmula:

$$\text{RO}_{i,j} = \text{RO} + (1 - \text{RO}) \frac{\max(P_i, P_j) - \min(P_i, P_j)}{k}, \text{ onde:}$$

RO = parâmetro-base para o cálculo de $\text{RO}_{i,j}$, divulgado no último dia útil de cada mês ou a qualquer momento, a critério do Banco Central do Brasil;

k = fator de decaimento da correlação, divulgado no último dia útil de cada mês ou a qualquer momento, a critério do Banco Central do Brasil.

Parágrafo 1º O risco referido no caput é aquele que afeta a condição financeira da instituição devido a existência de operações que tem o seu valor de mercado dependente de movimentos nas taxas de juros.

Parágrafo 2º A apuração do valor diário da parcela EC (Juros Pré), t do PLE deve ser feita por meio de relatório extracontábil, o qual, juntamente com os documentos que serviram de base para o cálculo correspondente, deve ficar à disposição do Banco Central do Brasil.

Art. 2º Para efeito da apuração do valor diário da parcela EC (Juros Pré), t do PLE para cobertura do risco de que se trata nos termos do art. 1º, define-se cada fluxo de caixa (Fl) como o resultado líquido do valor dos ativos menos o valor dos passivos que vencem em um mesmo dia, referentes ao conjunto das operações mantidas em aberto no dia útil imediatamente anterior.

Parágrafo 1º Os fluxos de caixa são obtidos mediante a decomposição de cada operação mantida em aberto em uma estrutura temporal equivalente de recebimentos/pagamentos que leve em consideração as datas de vencimento contratadas.

Parágrafo 2º O número de fluxos de caixa corresponderá ao número de vencimentos em que os resultados líquidos apurados nos termos deste artigo forem diferentes de zero.

Parágrafo 3º Os valores dos ativos e passivos que compõem os fluxos de caixa devem compreender o principal, os juros e os demais valores relacionados a cada operação.

Parágrafo 4º Os valores dos ativos e passivos que compõem os fluxos de caixa devem ser marcados a mercado mediante a utilização da estrutura temporal das taxas de juros representativa das taxas em vigor no mercado no dia útil imediatamente anterior.

Parágrafo 5º As operações sem vencimento definido ou cujo vencimento dependa da aplicação de cláusulas contratuais específicas devem ter os correspondentes fluxos de caixa obtidos com base em critérios consistentes e passíveis de verificação pelo Banco Central do Brasil.

Parágrafo 6º Para efeito da obtenção dos fluxos de caixa das operações com contratos de derivativos, devem ser observados os seguintes critérios:

I - no caso de operações de swap, o tratamento da posição do contrato referenciada em Real e em taxa de juro prefixada deve ser idêntico ao dispensado a um título com remuneração em taxa prefixada, com a mesma data de vencimento do swap, cujo valor de resgate seja o valor final resultante para a posição prefixada em Real;

II - no caso de operações com contratos a termo e de futuros referenciados em Real e em taxa de juro prefixada, o tratamento correspondente deve ser idêntico ao dispensado a um título com remuneração em taxa prefixada, com a mesma data de vencimento dos contratos cujo valor de resgate seja o valor dos contratos;

III - no caso de operações de liquidação futura envolvendo título de renda prefixada, devem as mesmas ser consideradas como duas posições opostas em títulos prefixados, sendo:

a) uma, representada por um título com data de vencimento coincidente com a da transferência da propriedade do título objeto da operação para o adquirente, cujo valor de resgate seja o valor da operação; e

b) a outra, representada por um título com a mesma data de vencimento do título objeto da operação, cujo valor de resgate seja o valor de resgate desse último;

IV - no caso de operações com opções referenciadas em Real e em taxa de juro prefixada:

a) o valor representativo de cada posição deve ser obtido multiplicando-se a quantidade de contratos pelo seu tamanho e pela variação do preço da opção em relação à variação do preço de seu ativo objeto (delta); e

b) os fluxos de caixa correspondentes a cada operação devem ser obtidos separadamente e o resultado dos mesmos incluído no fluxo de caixa da data do vencimento do contrato.

Parágrafo 7º A cada fluxo de caixa Fl deve ser associado um prazo Tl, correspondente ao número de dias úteis remanescentes até a data de seu vencimento.

Art. 3º Para efeito de determinação de VMTM i, t , define-se

vértice como o prazo P_i em que os fluxos de caixa devem ser alocados/agrupados.

Parágrafo 1º Os fluxos de caixa com prazo igual a P_i devem ser alocados nos correspondentes vértices P_i .

Parágrafo 2º Os fluxos de caixa com prazo inferior a 21 dias úteis ou superior a 756 dias úteis devem ser alocados nos vértices de 21 e 756 dias úteis, respectivamente, de acordo com os seguintes critérios:

I - a fração $T_1/21$ do valor marcado a mercado do fluxo de caixa F_1 deve ser alocada no vértice de 21 dias úteis;

II - a fração $T_1/756$ do valor marcado a mercado do fluxo de caixa F_1 deve ser alocada no vértice de 756 dias úteis.

Parágrafo 3º Nas demais situações, o fluxo de caixa deve ser alocado nos vértices anterior (P_i) e posterior (P_j), de acordo com os seguintes critérios:

I - a fração $(P_j - T_1) / (P_j - P_i)$ do valor marcado a mercado do fluxo de caixa F_1 deve ser alocada no vértice de prazo P_i ;

II - a fração $(T_1 - P_i) / (P_j - P_i)$ do valor marcado a mercado do fluxo de caixa F_1 deve ser alocada no vértice de prazo P_j .

Art. 4º Não integram a base de cálculo do PLE as operações nas quais a instituição atue exclusivamente como intermediadora, não assumindo quaisquer direitos ou obrigações para com as partes.

Art. 5º A metodologia de apuração das taxas utilizadas para a marcação a mercado das posições sujeitas ao risco de que se trata é de responsabilidade da instituição líder do conglomerado e deve ser estabelecida com base em critérios consistentes e passíveis de verificação que levem em consideração a independência na coleta de dados em relação às taxas praticadas em suas mesas de operações.

Art. 6º O valor da parcela do PLE apurado nos termos desta Circular deve ser contabilizado na forma do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF).

Art. 7º As instituições financeiras e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil, exceto as cooperativas de crédito e as sociedades de crédito ao microempreendedor, terão prazo de trinta dias, contados da data da entrada em vigor des-

ta Circular, para indicar ao Banco Central do Brasil/Departamento de Cadastro e Informações do Sistema Financeiro (DECAD) o nome do administrador tecnicamente qualificado responsável pelo gerenciamento de risco da instituição, de que trata o art. 3º da Resolução nº 2.692, de 2000.

Parágrafo único. Na hipótese de substituição do administrador de que trata o caput, o fato deverá igualmente ser comunicado ao Banco Central do Brasil/DECAD, no prazo máximo de trinta dias de sua ocorrência.

Art. 8º Esta Circular entra em vigor na data de sua publicação.

Brasília, 23 de março de 2000

Arminio Fraga Neto
Presidente, respondendo
pelos assuntos de
política econômica

Sérgio Darcy da Silva Alves
Diretor

Observações:

1) S = somatório

SIG = Sigma

RO = Ro;

2) está sendo disponibilizada Nota Técnica sobre esta Circular no endereço do Banco Central do Brasil na internet (www.bcb.gov.br), na página Normativos e Audiências Públicas.