UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE DEPARTAMENTO DE ADMINISTRAÇÃO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO

ENSAIOS SOBRE TAXAS DE JUROS EM REAIS E SUA APLICAÇÃO NA ANÁLISE FINANCEIRA

Paulo Beltrão Fraletti

Orientador: Prof. Dr. Rubens Famá

SÃO PAULO 2004

Prof. Dr. Adolpho José Melfi Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

> Prof. Dr. Eduardo Pinheiro Gondim de Vasconcellos Chefe do Departamento de Administração

Prof. Dr. Isak Kruglianskas Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração

PAULO BELTRÃO FRALETTI

ENSAIOS SOBRE TAXAS DE JUROS EM REAIS E SUA APLICAÇÃO NA ANÁLISE FINANCEIRA

Tese apresentada ao Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Doutor em Administração.

Orientador: Prof. Dr. Rubens Famá

SÃO PAULO 2004 Tese defendida e aprovada no Departamento de Administração da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo – Programa de Pós-Graduação em Administração, pela seguinte banca examinadora:

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Fraletti, Paulo Beltrão

Ensaios sobre taxas de juros em reais e sua aplicação na análise financeira / Paulo Beltrão Fraletti. -- São Paulo, 2004. 160 f.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2004 Bibliografia.

1. Taxa de juros 2. Taxa referencial I. Faculdade de Economia Administração e Contabilidade da USP II. Título.

CDD - 336.2426

À memória de minha mãe e a meus filhos como exemplo de perseverança.

O exemplo de perseverança de meu pai e o estímulo contínuo de meu orientador professor Rubens Famá foram decisivos para a conclusão deste projeto de quase cinco anos, cujo primeiro incentivador foi o professor José Roberto Securato. Ao professor Jorge Arnaldo Maluf Filho devo o apoio no retorno às atividades profissionais em finanças as quais evoluíram para uma carreira acadêmica.

Aos colegas da Risconsult, Alexandre Jorge Chaia, Fábio da Paz Ferreira, Paulo Kwok Shaw Sain, Daniel de Paiva Lima e Fernando Issao Ninomiya agradeço especialmente os valiosos comentários e sugestões, bem como o auxílio na coleta de dados e no desenvolvimento de sistemas para realização dos testes empíricos.

À Márcia, minha parceira de todos os momentos, gratidão por ter transformado um período de trabalho extenuante em experiência única de companheirismo.

RESUMO

A solução da maioria dos problemas práticos enfrentados por administradores financeiros passa pela identificação prévia do custo de oportunidade para investimentos de diferentes prazos e riscos. Este trabalho busca, no conjunto de seus capítulos, realizar uma avaliação crítica das propriedades da estrutura temporal de taxas de juros em reais e de sua utilização como variável exógena fundamental na análise financeira. Sem a pretensão de esgotar qualquer dos temas abordados, procurou-se estabelecer a curva de juros para investimentos livres de riscos em moeda nacional e, através de um conjunto de testes empíricos e observações informais de séries de dados de mercado, identificar peculiaridades que possam invalidar a implementação no Brasil de modelos desenvolvidos no contexto internacional. Dados os aspectos característicos do mercado doméstico evidenciados nos estudos, foram apresentados modelos explicativos tanto para a formação das taxas prefixadas de período quanto para a determinação da remuneração de operações financeiras indexadas à taxa referencial TR.

ABSTRACT

The solution to most of the problems facing financial managers requires prior identification of the cost of money for different maturities and risks. This paper aims, in its overall content, to examine the Brazilian currency yield curve's properties and its supporting role in financial analysis. With no intention of exhausting any of the tackled subjects, the Real risk-free term structure was defined and a set of empirical tests performed to identify, with the support of additional data observation, local market's peculiarities that might prevent international models from being accurately applied in Brazil. Given the domestic market's distinguishing features emphasized in the studies, models were proposed to explain how short term interest rates are determined in the marketplace for derivatives, and to allow the pricing of financial instruments indexed to the so called TR benchmark (Taxa Referencial).

SUMÁRIO

<u>CAPÍTULO – TEMA</u>	<u>Página</u>
CAPÍTULO 1 – INTRODUÇÃO	1
1.1 Motivação do Trabalho	1
1.2 Objetivos e Delimitação do Trabalho	5
1.3 Metodologia	6
1.4 Descrição dos Capítulos	8
CAPÍTULO 2 - FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA: JUROS E	
OPERAÇÕES DE RENDA FIXA	10
2.1 Introdução	10
2.2 A Variável Taxa de Juros na Teoria Econômica	11
2.3 A Variável Taxa de Juros na Decisão de Investimento	13
2.4 Fatores Formadores das Taxas de Juros	18
2.4.1 Determinantes da Forma da Estrutura Temporal de Taxas de	
Juros	18
2.4.2 Papel da Inflação na Formação das Taxas de Juros Nominais	22
2.4.3 Efeito dos Riscos Financeiros na Estrutura Temporal de Taxas	
de Juros	26
2.5 Considerações Finais	35
CAPÍTULO 3 - A ESTRUTURA TEMPORAL DE TAXAS DE JUROS	
LIVRE DE RISCOS	36

3.1 Conceito de Taxa de Juros Livre de Riscos	36
3.1.1 A Estrutura Temporal de Taxa de Juros Baseada em Derivativos	44
3.2 A Taxa de Juros Livre de Riscos no Brasil	47
CAPÍTULO 4 - FORMAÇÃO DAS TAXAS DE JUROS PREFIXADAS	
NO BRASIL	64
4.1 Formação da Taxa de Juros Prefixada em Função de Taxas de Juros	
Pós-fixadas	64
4.1.1 Fundamentação Teórica e Metodologia de Teste	65
4.1.2 Dados Utilizados	70
4.1.3 Resultados Empíricos	71
4.1.4 Conclusões	79
4.1.5 Consequências para a Gestão Financeira	85
4.2 A Evolução Temporal da Taxa de Juros Real de Curto Prazo	87
4.2.1 Fundamentação Teórica e Metodologia de Teste	87
4.2.2 Dados Utilizados	91
4.2.3 Resultados Empíricos	93
4.2.4 Conclusões	99
CAPÍTULO 5 - FORMAÇÃO DO CUSTO E RISCO DE MERCADO	
DAS OPERAÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO ATUALIZADAS	
PELA TAXA REFERENCIAL – TR	102
5.1 Introdução	102
5.2 Conceituação da Taxa Referencial	104
5.2.1 Determinação das Datas de Atualização de Operações	
Financeiras em TR	109

5.3 Histórico da Taxa Referencial	110
5.3.1 Histórico do Redutor da TR	111
5.4 Remuneração de Operações do Mercado Financeiro Atualizadas	115
pela TR	115
5.4.1 Fundamentação do Modelo para Precificação de Operações	
em TR	117
5.4.2 Modelo Proposto para Projeção das TR Futuras	120
5.4.2.1 Rotina para Estimação das TR Futuras	122
5.4.2.2 Estimação da Taxa Média Diária dos CDB/RDB	126
5.5 Testes Empíricos	138
5.5.1 Etapas de Cálculo do Cupom de TR pela Função XLL	140
5.5.2 Resultados dos Testes	141
5.6 Risco de Mercado em Carteiras de Renda Fixa Atualizadas pela TR	146
CAPÍTULO 6 - CONSIDERAÇÕES FINAIS	150
6.1 Conclusões	150
6.2 Recomendação para Futuros Estudos	152
REFERÊNCIAS RIRI IOGRÁFICAS	154

CAPÍTULO 1 INTRODUÇÃO

1.1 Motivação do Trabalho

Em economias mais avançadas muitos dos temas aqui tratados há muito deixaram de ocupar postos de destaque na literatura especializada. Isso se dá não por falta de importância e interesse, mas principalmente em decorrência do longo período de estabilidade que possibilitou a elevação do entendimento da matéria a um nível satisfatório. No Brasil, ao contrário, décadas marcadas por instabilidade político-econômica impediram o desenvolvimento de mercados de renda fixa nos moldes daqueles existentes em países mais evoluídos e inibiram a compreensão da formação das taxas de juros de mercado e temas associados.

O longo período de inflação elevada e variável (Gráfico 1.1) e as incertezas geradas por freqüentes mudanças de política econômica e padrão monetário (entre o Cruzeiro que circulou no país de 1942 a 1967 e o Real a partir de 1994, vigoraram no país nada menos que outras seis moedas), provocaram drástico encurtamento dos prazos de instrumentos financeiros de renda fixa negociados no país. O fenômeno refletiu em grande parte a ação defensiva dos investidores visando reduzir o potencial impacto distributivo derivado da inflação inesperada. Nos momentos mais críticos o mercado chegou a estar quase que totalmente concentrado em operações indexadas a índices de inflação ou taxas de curtíssimo prazo (*overnight*).

GRÁFICO 1.1

Variação do INPC - Índice Nacional de Preços ao Consumidor (Jul/1979 a Jun/2003)



A estabilização de preços proporcionada pelo Plano Real (julho de 1994) estimulou o volume e o significativo alongamento de prazo das operações de renda fixa prefixadas. Dados disponíveis no sítio internet do Banco Central <www.bcb.gov.br> mostram que ao final de junho de 2003 quase 60% dos R\$214,70 bilhões de saldo das operações de crédito do sistema financeiro nacional eram remuneradas a taxas prefixadas (Pré). A Tabela 1.1 destaca o forte crescimento das carteiras de financiamento a pessoas físicas que, pela natureza pulverizada e razões operacionais, prestam-se a esse tipo de rentabilização.

TABELA 1.1 Volume de Operações de Crédito (Dez/1997 a Jun/2003)

Saldo em Fim de Período por Tipo de Devedor e Rentabilidade (R\$ milhões e %)								
Data Pessoa Jurídica				Pessoa Física				
Data	Volume	Pré	CDI	Outros	Volume	Pré	CDI	Outros
Dez / 1997	63.270	44,4%	0,0%	55,6%	22.261	89,5%	0,0%	10,5%
Dez / 1998	60.904	44,7%	0,0%	55,3%	18.982	87,6%	0,0%	12,4%
Dez / 1999	70.107	45,1%	0,0%	54,9%	22.421	88,3%	0,0%	11,7%
Dez / 2000	102.622	40,5%	10,4%	49,0%	51.336	89,6%	2,5%	7,9%
Dez / 2001	124.165	37,7%	15,4%	46,9%	69.941	94,3%	1,7%	4,0%
Dez / 2002	136.261	35,1%	19,6%	45,3%	76.165	96,0%	0,9%	3,0%
Jun / 2003	132.210	36,5%	22,7%	40,8%	82.523	96,0%	1,5%	2,5%

Embora o volume e o prazo de títulos públicos federais prefixados também tenham aumentado no início do Plano Real, é visível na Tabela 1.2 (também elaborada com dados do Banco Central) a renovada preferência por operações indexadas nos momentos de incerteza desencadeados pelas sucessivas crises da Ásia (1997), Rússia (1998), flutuação da taxa de câmbio (1999), Argentina (2001) e eleições presidenciais (2002).

TABELA 1.2
Títulos Públicos Federais - Incluindo Swaps (Dez/1994 a Mai/2003)

Saldo em Fim de Período por Tipo de Rentabilidade								
Categoria	Dez-94	Dez-96	Dez-98	Dez-99	Dez-00	Dez-01	Dez-02	Mai-03
Prefixado	40%	61%	4%	9%	15%	8%	2%	3%
Selic	16%	19%	69%	57%	52%	53%	46%	51%
Índice de Preço	13%	2%	0%	6%	6%	7%	13%	13%
Câmbio	8%	9%	21%	23%	22%	28%	37%	31%
Outros	23%	9%	6%	5%	5%	4%	2%	2%
Saldo R\$ bilhões	ND	ND	ND	441	511	624	623	661

Cresceu, de qualquer modo, a necessidade de se desenvolverem metodologias adequadas para a precificação de riscos de instrumentos e carteiras de renda fixa. Apesar disso, é ainda relativamente baixo o conhecimento técnico dos profissionais de instituições financeiras sobre o tema e surpreendentemente lento o desenvolvimento da cultura nos meios acadêmicos. As poucas disciplinas que abordam a matéria em cursos de pós-graduação apóiam-se essencialmente em textos direcionados a mercados mais evoluídos.

A preferência por instrumentos de renda fixa na alocação da poupança voluntária nacional é esmagadora no Brasil. Segundo dados da ANBID relativos a junho de 2003, pouco mais de 10% (R\$45,20 bilhões) dos recursos de terceiros sob administração das instituições financeiras afiliadas (R\$445,80 bilhões) encontravam-se investidos em instrumentos de renda variável. Esse valor é ainda mais insignificante se considerados os R\$136,70 bilhões adicionais aplicados em depósitos de poupança. O mercado acionário é também pouco relevante como fonte de financiamento para as empresas brasileiras. Dados divulgados pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) revelam que o volume de emissões primárias foi cerca de R\$1,35 bilhões em 2001, R\$1,05 bilhões em 2002 e apenas R\$80 milhões até outubro de 2003.

Apesar desses fatos é evidente o maior interesse da comunidade acadêmica brasileira pelos mercados de renda variável como objeto de pesquisa. Um levantamento informal abrangendo teses e dissertações em finanças produzidas nas principais universidades brasileiras, artigos em publicações especializadas e estudos apresentados nos encontros anuais da Sociedade Brasileira de Finanças, revela que para cada trabalho envolvendo mercados de renda fixa pelo menos três outros tratam de ações cotadas na Bolsa de Valores de São Paulo. É compreensível que uma predominância similar se manifeste na literatura de países anglo-saxões, mas os pesquisadores brasileiros parecem fora de sintonia com as necessidades locais.

Em países emergentes é comum a seleção de modelos financeiros com base nas melhores práticas de mercados desenvolvidos, e muitas vezes sua aplicabilidade à realidade local não é questionada. Esquecem-se os usuários que as hipóteses simplificadoras assumidas no desenvolvimento dessas metodologias pressupõem aplicação em economias com estabilidade

¹ Embora a palavra precificação, livre tradução da palavra inglesa *pricing*, ainda não conste dos dicionários modernos, seu uso é comum na literatura financeira brasileira para denotar "estabelecimento de preço" (o dicionário Houaiss sugere a palavra apreçamento).

institucional e mercados com mecânica operacional consolidada. Neste sentido o mercado brasileiro apresenta características estruturais que o tornam bastante peculiar: ambiente econômico instável e sujeito a choques externos, mercados menos eficientes e em constante evolução e sobretudo maior interferência de órgãos reguladores. Tudo isso contribui para a ocorrência de distribuições de retornos assimétricas e leptocúrticas, elevada instabilidade temporal de volatilidades e correlações, descontinuidades significativas no patamar das cotações e outros fenômenos relevantes.

É curioso e paradoxal, por exemplo, que metodologias paramétricas do tipo Riskmetrics® para cálculo do *value at risk* (VaR), as que mais padecem das peculiaridades citadas no parágrafo precedente, permaneçam populares no Brasil enquanto são gradualmente abandonadas em mercados mais evoluídos (inclusive pelo seu criador, o banco norte americano J.P.Morgan, em 1999). A preferência por soluções elegantes e matematicamente complexas e a falta de atenção com os fenômenos econômicos subjacentes, como se o objeto de análise pertencesse ao universo das ciências exatas, pode conduzir à má especificação do problema e eventualmente ao desastre financeiro.

O processo intelectual de modelagem percorrido no exterior pode e deve servir de base para o desenvolvimento de soluções aplicáveis localmente. O adequado aproveitamento daquele acervo intelectual requer, entretanto, entendimento das características fundamentais que diferenciam o mercado nacional daqueles mais evoluídos, para que somente hipóteses simplificadoras plausíveis sejam incorporadas.

Existe amplo escopo para a comunidade acadêmica exercer sua criatividade e capacidade de julgamento na exploração de conceitos mais elementares, porém certamente de maior relevância para os administradores financeiros que operam no Brasil. A compreensão da microestrutura dos mercados domésticos e a identificação de deficiências qualitativas nos bancos de dados supostamente representativos de preços e taxas de mercado, são áreas de vital importância para a realização futura de pesquisas empíricas bem fundamentadas. A ampla gama de situações peculiares ao país representa um campo fértil para o desenvolvimento de soluções não disponíveis no exterior.

1.2 Objetivos e Delimitação do Trabalho

A taxa de juros é uma variável primordial tanto nas teorias macroeconômicas sobre demanda por moeda e investimento quanto nas questões próprias da administração financeira. O conhecimento do processo formador das taxas de juros é de fundamental importância na formulação de políticas econômicas, na verificação da hipótese de mercados eficientes, na elaboração de orçamento de capital, na determinação do preço de ativos financeiros e na gestão de riscos de mercado dentre outras aplicações.

A internacionalização dos mercados financeiros e a maior intensidade competitiva têm estimulado a introdução no mercado brasileiro de instrumentos com progressivo grau de complexidade. O ambiente operacional mais hostil potencializa os riscos incorridos pelos participantes e exige tanto capacitação crescente dos profissionais quanto ferramentas de apoio à decisão e instrumentos de controle cada vez mais eficazes. Impulsionada pela instabilidade das variáveis de mercado como taxas de juro e câmbio, a utilização de instrumentos derivativos na gestão financeira tem evoluído de forma exponencial, particularmente na estruturação de operações de renda fixa sofisticadas.

No peculiar mercado brasileiro mesmo instrumentos como a Letra Financeira do Tesouro (LFT), um título público federal indexado há muito considerado plenamente compreendido e encarado como de baixíssimo risco, podem reservar desagradáveis surpresas. Os fatos recentes (2002) que culminaram no episódio conhecido como "marcação a mercado", atestam o baixo grau de conhecimento não apenas de operadores, gestores e analistas do mercado mas também de seus reguladores. Grande parte do problema deve ser imputada à visão errônea, assimilada sem espírito crítico de livros-texto americanos, que confunde títulos públicos de qualquer natureza com a concepção teórica de um instrumento totalmente livre de riscos (*riskless security*).

O objetivo deste trabalho é aprofundar o entendimento de alguns temas fundamentais para a administração de operações financeiras denominadas em reais, focando as peculiaridades do mercado brasileiro e o comportamento da estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ). A partir da teoria consolidada na bibliografia internacional, procura-se definir o conceito de taxa de juros livre de riscos na moeda nacional e estabelecer critérios para sua observação prática. Embora seja uma variável da maior relevância, pois representa insumo básico para a precificação de

ativos e a quantificação do risco de mercado em renda fixa, é um tema quase inexplorado no Brasil.

A seguir são realizados dois conjuntos de testes empíricos a respeito do processo formador das taxas de juros prefixadas de curto prazo. O primeiro para investigar a relação entre essas taxas de período e a taxa de curtíssimo prazo CDI-over, o indexador de operações pós-fixadas² mais comumente utilizado na economia brasileira. O segundo para averiguar em que medida oscilações nessas taxas nominais estão associadas a variações nos índices de preços da economia. O aspecto mais inovador do trabalho reside na proposição de um modelo abrangente para precificar e mensurar o risco de mercado de operações do mercado financeiro pós-fixadas indexadas à taxa referencial (TR), tema inédito na literatura brasileira.

Não faz parte do objeto do presente trabalho a precificação e avaliação de risco de outras modalidades de operações pós-fixadas em reais, tais como as indexadas a percentual de CDI-over ou IGP-M. Tampouco é enfocada a ainda pouco explorada questão da formação das taxas de juros de operações do mercado nacional denominadas em dólar americano (cupom cambial), tópico abordado superficialmente por Fraletti [1999] e merecedor de um amplo estudo.

1.3 Metodologia

Andrade [1999] define pesquisa como um conjunto de procedimentos sistemáticos, baseados no raciocínio lógico, cujo objetivo é, mediante utilização de métodos científicos, encontrar soluções para problemas propostos. A formulação e o alcance dos objetivos de pesquisa propostos no presente trabalho estão fundamentados na literatura pertinente ao assunto e na experiência profissional do autor ao longo dos dezenove anos de atuação seja como operador de mercado, gestor de riscos e tesoureiro em grandes instituições financeiras no exterior seja como consultor bancário e pesquisador no Brasil.

Com o específico propósito de solucionar problemas da administração financeira no contexto brasileiro, foram realizados estudos com dados de mercado para evidenciar as características

_

² Assim como na literatura internacional o Banco Central do Brasil qualifica como "flutuantes" as operações de renda fixa indexadas a taxas de juros de menor prazo. Optou-se neste trabalho, entretanto, pela terminologia "pósfixados", mais comum entre operadores do mercado financeiro brasileiro.

únicas da estrutura temporal de taxas de juros em reais. Partindo da base conceitual consolidada em economias mais avançadas e considerando as particularidades do mercado nacional procurou-se, mediante processo indutivo, formular teorias consistentes com os testes empíricos e elaborar modelos adequados à realidade nacional.

Seguindo a sistemática proposta por Abramo [1979] para classificação da pesquisa científica, o presente trabalho pode ser assim enquadrado:

- Quanto à utilização dos resultados: Pesquisa Aplicada, já que é motivado pela necessidade de solução para problemas concretos;
- Quanto aos processos de estudo: Estrutural na análise sistemática da forma e do funcionamento, dos elementos e de suas inter-relações, da dinâmica interna enfim da variável taxa de juros; Comparativa na análise sistemática do mercado brasileiro e de mercados mais evoluídos para separação de seus elementos constitutivos e verificação do que há de comum e de específico entre eles; Estatística visto que se estende ao exame da frequência e da variabilidade de determinados atributos;
- Quanto à natureza dos dados: Pesquisa de Dados Objetivos ou de Fatos, pois procura descrever objetivamente a realidade sobre a formação das taxas de juros em reais;
- Quanto à procedência dos dados: Pesquisa de Dados Secundários, baseada na análise de taxas e cotações publicadas por instituições conceituadas;
- Quanto à extensão do campo de estudo: Pesquisa de Profundidade, pois se limita ao tema específico dos juros em reais e examina uma ampla gama de variáveis que podem interferir no objeto de estudo;
- Quanto aos métodos de análise: Construção de Modelos, já que envolve a tentativa de reconstrução da realidade sobre a formação das taxas de juros da moeda nacional;
- Quanto ao nível de interpretação: Pesquisa Explicativa, o nível mais elevado de interpretação no qual a busca de leis científicas (relação necessária entre fatos de natureza causal, funcional ou estrutural, mesmo que apenas de caráter tendencial e probabilístico) pressupõe etapas identificativas, descritivas e mensurativas.

A metodologia específica empregada em cada um dos testes empíricos realizados encontra-se descrita no capítulo pertinente.

1.4 Descrição dos Capítulos

No capítulo 2 é apresentada a fundamentação teórica relativa a juros e operações de renda fixa. Parte dela apoia-se em livros de ampla difusão escritos por autores renomados no meio acadêmico internacional. Como enfatizado por Smith [1990] "certos ramos do conhecimento econômico-financeiro têm sido bem compreendidos por tanto tempo que atualmente as melhores discussões encontram-se em livros-texto". Inicialmente o conceito de juros é abordado no contexto de equilíbrio da teoria econômica clássica, e em seguida como variável exógena fundamental na análise e decisão de investimento. A seguir, as simplificações da teoria clássica são relaxadas mediante a introdução das variáveis, prazo de vencimento, inflação e riscos financeiros, na teoria sobre a formação das estruturas temporais de taxas de juros (ETTJ).

A partir da teoria internacional sobre o conceito de taxa de juros livre de riscos, examina-se no capítulo 3 a questão de qual seria a ETTJ apropriada para a realização de estudos empíricos e apoio à avaliação e precificação de ativos no Brasil. Os testes apresentados no capítulo 4 utilizam cotações de alguns dos instrumentos financeiros do mercado brasileiro considerados sem riscos, e no capítulo 5 (item 5.5) é descrita a metodologia empregada na elaboração da série histórica diária de ETTJ livre de riscos empregada nos testes nele propostos.

Dois conjuntos de testes são apresentados no capítulo 4. Dada a significância das taxas de juros de curtíssimo prazo na determinação da remuneração de instrumentos financeiros brasileiros, o primeiro consiste na verificação da hipótese que o retorno de tais instrumentos equivale, no longo prazo, ao retorno de operações prefixadas. Especula-se sobre o provável processo formador das expectativas para explicar alguns resultados não convencionais. A segunda parte trata do Efeito Fisher amplamente explorado por macroeconomistas, porém aqui analisado sob a perspectiva do administrador financeiro interessado na avaliação de investimentos e na alocação de recursos financeiros.

O capítulo 5 representa a contribuição mais original pois trata da questão inédita da precificação de operações e carteiras de renda fixa atualizadas pela taxa referencial (TR). Após uma resenha dos aspectos conceituais e da evolução histórica do indexador, desenvolve-se um modelo para determinação da remuneração de equilíbrio dessa peculiar classe de operações do mercado financeiro brasileiro. Com base em rotinas desenvolvidas para implementação da metodologia

proposta, são realizados testes empíricos de avaliação da sensibilidade do modelo às hipóteses simplificadoras e de aderência às cotações dos contratos de swap CDI-over versus TR publicadas diariamente pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F). Na parte final são feitas considerações a respeito da quantificação dos riscos de mercado de carteiras indexadas à TR.

Complementando o trabalho, são apresentadas no capítulo 6 as conclusões e as recomendações para futuros estudos e finalmente as referências bibliográficas.

CAPÍTULO 2

FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA: JUROS E OPERAÇÕES DE RENDA FIXA

Define-se juro como o preço do fator de produção capital, um dos recursos escassos empregados na produção e distribuição de bens e serviços de qualquer economia moderna. É um conceito fundamental avaliado sob diferentes ângulos nos estudos de economia e finanças. Enquanto o papel da taxa de juros na visão simplificada da teoria econômica clássica é o objeto do item 2.2 do presente capítulo, o item 2.3 trata das taxas de juros de mercado como variáveis exógenas essenciais para a implementação de modelos financeiros de precificação de ativos. Já a questão da formação das taxas de juros nominais em função das variáveis maturidade, inflação e riscos financeiros é aprofundada nas três partes que compõem o item 2.4.

2.1 Introdução

O Dicionário Eletrônico Houaiss da Língua Portuguesa [versão 1.0 de dezembro de 2001] define a palavra JURO (substantivo masculino, mais empregado no plural - juros) da seguinte forma:

- I. Quantia que remunera um credor pelo uso de seu dinheiro por parte de um devedor durante um período determinado, geralmente uma percentagem sobre o que foi emprestado; soma cobrada de outrem, pelo seu uso, por quem empresta o dinheiro;
- II. Renda ou rendimento de capital investido.

A palavra tem origem no latim (*jus*, *juris*), significando: a) direito, equidade, justiça; b) documentos que estabelecem um direito, títulos; c) legislação, atribuição legal; d) lugar em que se administra justiça; e) autoridade, poder, consentimento; f) condição, estado.

Samuelson e Nordhaus [1985] definem juro (*interest*) como o retorno pago àqueles que emprestam dinheiro a empresas ou a outras pessoas, e taxa de juros (*interest rate*) como o preço pago para se tomar dinheiro emprestado por determinado período de tempo. Sharpe, Alexander e Bailey [1999] diferenciam duas formas de expressão das taxas de juros:

Taxa de juros nominal (ou monetária): taxa à qual uma pessoa pode transacionar dinheiro no presente por dinheiro no futuro (isto é, investi-lo);

Taxa de juros real: representa o incremento percentual no nível de consumo de um investidor de um período a outro.

2.2 A Variável Taxa de Juros na Teoria Econômica

Samuelson e Nordhaus [1985] afirmam que a teoria econômica começa pela divisão de todos os fatores de produção em três categorias: 1) Recursos Naturais – de oferta fixa, fornecidos pela natureza; 2) Recursos Humanos – determinados principalmente por fatores biológicos e sociais; 3) Bens de Capital – produzidos pelo próprio sistema econômico para servir de insumo na produção adicional de bens e serviços. Na discussão clássica os dois primeiros são chamados fatores primários de produção, no sentido que sua oferta é determinada predominantemente fora do sistema econômico.

Os bens duráveis de capital podem ser alugados em mercados competitivos, exatamente como hectares de terra produtiva ou horas de trabalho, mediante o pagamento de aluguel pelo seu uso temporário. Na teoria do capital um conceito fundamental é o de taxa de retorno sobre o capital. Representa a remuneração monetária líquida por unidade de valor monetário investido, normalmente expressa em percentual por unidade de tempo.

A noção de capital, entretanto, apresenta duas facetas na teoria econômica. Como bem de produção de um lado, e como recurso financeiro de outro. Para que alguém possa adquirir bens de capital, alguém deve poupar e dispor-se a lhe emprestar os fundos necessários. Em uma economia moderna o sistema financeiro encarrega-se de canalizar recursos financeiros das famílias e outros grupos para aqueles que desejam adquirir bens de produção. Ainda que não houvesse riscos envolvidos em tais empréstimos, os agentes superavitários não forneceriam fundos gratuitamente. A taxa de juros, ou a taxa de retorno anual sobre fundos emprestados, representa o preço pago pelo tomador de empréstimos ao financiador pelo uso do dinheiro no tempo.

Um investimento em bem de capital envolve a produção indireta para consumo, e será realizado caso o sacrificio de consumo no presente resulte em maior consumo no futuro. Como exemplificado por Samuelson e Nordhaus [1985], uma quantidade menor de peixes pescados

hoje libera mão-de-obra para a produção de redes que possibilitarão a pesca de forma mais eficiente amanhã. Este ganho representa, no sentido mais amplo, o retorno sobre o capital.

Mas o que determina o retorno sobre o capital e o nível de taxas de juros? A explicação clássica, baseada na oferta e demanda por capital, foi formulada no trabalho seminal do grande economista americano Irving Fisher [1930]:

A determinação, por oferta e demanda, da quantidade de capital e do retorno sobre o capital resulta da interação entre: 1) a impaciência das pessoas para consumir agora, ao invés de acumular mais bens de capital para consumo futuro (talvez para a aposentadoria ou momentos de adversidade); 2) oportunidades de investimento que gerem maiores ou menores retornos ao capital acumulado.

Famílias fornecem capitais através da acumulação de poupança ao longo do tempo, isto é, pela abstinência de consumo corrente. Caso o retorno sobre a poupança aumente, no longo prazo as pessoas podem decidir fornecer mais capital. Concomitantemente empresas e outras entidades demandam recursos para adquirir bens de capital que serão agregados a trabalho, terra e outros insumos. Em última instância a demanda por capital é impelida pelo desejo de realizar lucros através da produção de mercadorias.

Num mundo isento riscos, inflação e monopólios as pessoas emprestam recursos às empresas à taxa de juros de mercado. Como as empresas devem pagar juros sobre os recursos captados, para maximizar os lucros elas realizarão somente projetos cuja taxa de retorno seja maior que a taxa de mercado. A interação da demanda das empresas por fundos e o investimento das empresas em projetos rentáveis leva ao estabelecimento de um equilíbrio entre a taxa de retorno sobre o capital e o custo de capital. Sob tais hipóteses a taxa de retorno competitiva do capital será igual à taxa de juros de mercado.

A taxa de juros de mercado desempenha, portanto, duas funções: 1) raciona, dentre os empregos com taxas de retorno mais elevadas, a escassa oferta de bens de capital na sociedade; 2) induz as pessoas a sacrificar consumo corrente para incrementar o estoque de capital.

No mundo real, entretanto, existe incerteza no processo de decisão de investimento e os agentes econômicos são geralmente avessos a riscos. Assim sendo, é necessário que ativos arriscados ofereçam um retorno adicional, ou prêmio de risco, para induzir as pessoas a carregá-los. Adicionalmente, como juros representam o retorno monetário sobre o capital investido, taxas elevadas de inflação nos preços de produtos tornam a taxa de juros nominal uma métrica pouco fidedigna. A genuína medida de retorno é a taxa de juros real, definida como a taxa nominal menos a taxa de inflação, que representa a relação de troca entre uma quantidade de mercadorias obtidas no futuro e a quantidade de mercadorias renunciadas no presente.

O item 2.4 deste capítulo tem por objeto o relaxamento das principais hipóteses simplificadoras sobre o processo formador da taxa de juros implícitas na teoria econômica clássica apresentada. O subitem 2.4.1 trata da relação entre a taxa de equilíbrio e o prazo do investimento. O papel da inflação é discutido no subitem 2.4.2 e o efeito dos riscos financeiros abordado em 2.4.3.

2.3 A Variável Taxa de Juros na Decisão de Investimento

O processo de decisão de investimento, pelo qual administradores de empresas buscam identificar ativos reais com valor superior ao seu custo (orçamento de capital) ou operadores do mercado financeiro procuram avaliar instrumentos de renda fixa (precificação), apóia-se usualmente no cálculo do valor presente de fluxos de caixa. A implementação da metodologia, por sua vez, exige a identificação de taxas de juros apropriadas.

Um dos conceitos básicos para a avaliação de ativos é a noção de valor temporal do dinheiro. Tal princípio é decorrência da oportunidade desfrutada por investidores de poder aplicar excedentes financeiros a taxas de juros positivas a todo instante. O valor futuro de qualquer soma de dinheiro investida hoje é dado pela equação:

$$VF_n = VP_0 * (1+i)^n$$
, onde:

VF_n = Valor monetário no futuro, dentro de n períodos;

 $VP_0 = Valor monetário na data atual;$

i = Taxa de juros (%), ou custo de oportunidade, para um período;

n = Número de períodos.

A expressão (1 + i)ⁿ, denominada fator de capitalização, representa o valor futuro de uma unidade monetária investida hoje à taxa i por n períodos. O cálculo de valor presente representa o processo inverso, isto é, a determinação da quantidade de dinheiro que deve ser investida hoje a fim de que seja realizado determinado valor no futuro. O termo entre colchetes da equação abaixo representa o valor presente de uma unidade monetária, e é usualmente denominado fator de desconto.

$$VP_0 = VF_n * \left[\frac{1}{(1+i)^n} \right]$$

Segundo Fabozzi [2000] o processo de computo do valor presente é também chamado de desconto, o valor presente é denominado valor descontado e a taxa de juros é usualmente referida como taxa de desconto.

Instrumentos financeiros podem ser encarados como contratos que conferem a seus detentores o direito de recebimento de valores monetários no futuro. Conseqüentemente, seu valor a qualquer instante é igual ao valor presente (valor monetário corrente) dos fluxos de caixa esperados ao longo do tempo. A determinação do preço de um título exige: 1) estimativa dos fluxos de caixa esperados; 2) estimativa da rentabilidade apropriada. No caso de títulos de renda fixa os fluxos de caixa futuros são relativamente fáceis de serem identificados. A rentabilidade exigida, por sua vez, pode ser estabelecida por comparação com o rendimento proporcionado por investimentos alternativos ou substitutos, isto é, títulos de renda fixa de mesmo risco e mesmo prazo ativamente negociados no mercado.

Na análise para decisão de investimento a taxa de desconto é tratada como variável exógena, definida pelas forças de mercado. Assume-se implicitamente que dois importantes requisitos são atendidos: 1) todos os participantes são suficientemente pequenos em relação ao mercado e as decisões individuais não afetam a taxa de equilíbrio (premissa usualmente contida na definição de mercados perfeitos); 2) a competição entre agentes econômicos tende a equalizar as taxas de retorno esperadas de instrumentos similares, e eventuais diferenciais persistirão somente se os ativos possuírem atributos de risco não homogêneos ou se barreiras impedirem operações de arbitragem (argumento normalmente associado à hipótese de eficiência dos mercados).

Uma medida usual de rendimento para títulos de renda fixa com múltiplos pagamentos futuros é a chamada *yield to maturity* (YTM), ou taxa interna de retorno (TIR). Fabozzi [2000] a define como a taxa de juros que torna o valor presente dos fluxos de caixa de um determinado investimento igual ao seu preço (ou custo). Matematicamente, a TIR de qualquer investimento é a taxa de juros y que satisfaz a equação:

$$P = \frac{FC_1}{(1+y)} + \frac{FC_2}{(1+y)^2} + \frac{FC_3}{(1+y)^3} + ... + \frac{FC_n}{(1+y)^n} , \text{ onde:}$$

P = Preço do investimento;

 $FC_t = Fluxo de caixa no ano t;$

y = Taxa anual de rendimento (%);

n = Número de anos.

Uma série de preços observáveis de instrumentos de renda fixa, com diferentes vencimentos mas com o mesmo grau de risco, permite a construção de uma curva de rendimento (*yield curve*). A *yield curve* relaciona, graficamente e de forma contínua, prazos e rendimentos de títulos com risco homogêneo. A existência dessa curva possibilita a aplicação do método dos fluxos de caixa descontados para determinação do valor de outros instrumentos de renda fixa ou de ativos reais com mesmo nível de risco.

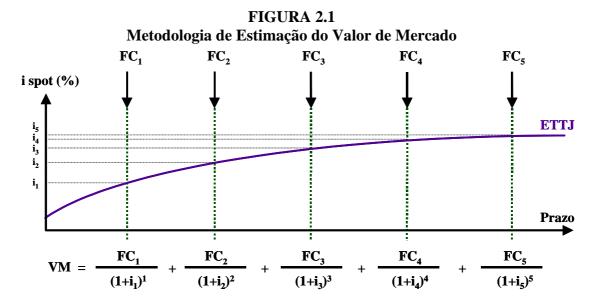
Curvas de rendimento são largamente empregadas em mercados desenvolvidos onde a maior parte dos títulos de renda fixa envolve múltiplos fluxos de caixa. Embora a TIR seja uma forma conveniente de resumir as taxas apropriadas para descontar fluxos de instrumentos de renda fixa, ela será o rendimento efetivo do investimento somente se as seguintes condições forem satisfeitas: 1) o título for carregado até o vencimento; 2) todos os fluxos de caixa intermediários (*coupons*) forem reinvestidos à mesma taxa da TIR. Como títulos de mesmo prazo final podem apresentar diferentes padrões de fluxos de caixa e de re-investimento, o desconto empregando-se uma única taxa é inadequado.

Uma ferramenta mais precisa e confiável para cálculo de fluxos de caixa descontados é a curva de taxas a vista (*spot rate curve*). Essas taxas de juros são assim denominadas por exprimirem os rendimentos de operações financeiras *spot*, isto é, com início na data de liquidação financeira usualmente mais breve (no mercado internacional, por exemplo, as operações *spot* são liquidadas

no segundo dia útil sucessivo à negociação, ou d+2) e vencimento em determinada data futura. A taxa *spot*, ou taxa a vista, para certa maturidade é o próprio rendimento do título de desconto puro com mesma data de vencimento.

Títulos de desconto (*zero coupon instruments*) são contratos que envolvem o empréstimo de dinheiro de uma parte para outra no início e reembolso integral de principal e juros na data de vencimento. Como não existe uma série completa de títulos *zero coupon* negociados no mercado que permita a construção de uma curva de taxas a vista com dados exclusivamente observáveis, ela deve ser derivada de considerações teóricas pelo procedimento denominado *bootstrapping* descrito por Sharpe et alii [1999]. A representação gráfica dessa curva teórica de taxas a vista em função do prazo é chamada por Fabozzi [2000] de Estrutura Temporal de Taxas de Juros (ETTJ).

Títulos com múltiplos pagamentos de juros e carteiras de renda fixa podem ser encarados como pacotes de fluxos de caixa ou, mais especificamente, séries de instrumentos *zero coupon*. Cada fluxo de caixa equivale a um título de desconto com a mesma data de vencimento. Para evitar oportunidades de arbitragem o valor de mercado (VM) de cada título ou carteira deve ser igual ao valor do conjunto equivalente de instrumentos *zero coupon*. A Figura 2.1 a seguir sintetiza a implementação da metodologia de avaliação de investimentos por fluxos de caixa descontados. A ETTJ apropriada deve ser construída a partir do rendimento de títulos sujeitos aos mesmos riscos financeiros dos fluxos de caixa em análise.



A taxa de juros aplicável a uma operação financeira *forward*, isto é, com início em data posterior à data *spot* convencional do mercado e vencimento em data futura sucessiva, é denominada taxa *forward* ou taxa a termo. Sharpe et alii [1999] mostram que uma aplicação financeira em um título *zero coupon* de dois anos de prazo é equivalente à aplicação em um título *zero coupon* também de um ano e a contratação imediata e firme dos termos de uma segunda aplicação em título *zero coupon* com prazo de um ano mas com início dentro de um ano. Dado um conjunto de taxas *spot*, pode-se determinar uma seqüência de taxas *forward* através da seguinte equação:

$$(1+f_{m,n})^{(n-m)} = \frac{(1+s_n)^n}{(1+s_m)^m}$$
, onde:

 $f_{m,n}$ = Taxa forward (%a.a.) para o período com início em m e vencimento em n anos;

 $s_m = Taxa \ spot \ (\%a.a.)$ para vencimento em m anos;

 $s_n = Taxa \ spot \ (\%a.a.)$ para vencimento em n anos.

Alguns autores, como Jorion [1997] por exemplo, denominam a representação gráfica das taxas a termo em função dos vencimentos de Estrutura a Termo. O conceito de taxa *forward* é fundamental na decisão de investimento. Quando um aplicador se defronta com a possibilidade de investir por dois anos ao invés de por um ano com renovação por mais um ano ao final do primeiro período a escolha está focada no segundo ano. A seleção do prazo será orientada pela eventual diferença entre a taxa *forward* de um ano atualmente praticada pelo mercado, que pode ser contratada imediatamente, e a expectativa do investidor para a taxa de um ano vigente dentro de um ano.

As taxas a termo, por representarem condições de equilíbrio entre oferta e demanda, são comumente interpretadas como o consenso do mercado sobre as taxas de juros futuras. Jorion [1997] salienta, entretanto, que essa noção pressupõe neutralidade dos agentes em relação a riscos, isto é, indiferença entre a taxa apenas esperada na data futura (expectativa) e a taxa futura assegurada já no presente (*forward*).

Estudos empíricos mostram as taxas *forward* como más previsoras das taxas futuras (tema aprofundado no subitem 2.4.1 do presente capítulo). Por outro lado, elas podem ser efetivamente contratadas e representam o custo de oportunidade para operações de trava no mercado (*hedgeable rates*). Conseqüentemente, os modelos para precificação de ativos baseados nas taxas

forward ficaram conhecidos, segundo Jorion [1997], como modelos de não-arbitragem. Nas metodologias de quantificação do risco de mercado, por exemplo, a distribuição de probabilidade dos valores futuros de carteiras de renda fixa pode ser derivada de cenários simulados de taxas de juros futuras dispersas em torno da linha de tendência definida pelas taxas a termo.

2.4 Fatores Formadores das Taxas de Juros

A teoria econômica clássica, apresentada no item 2.2, postula que a taxa de juros de equilíbrio de longo prazo na economia é determinada pela produtividade líquida do capital e pela disposição das famílias em postergar parte de seu consumo. As seguintes simplificações implícitas no modelo são aqui aprofundadas por não corresponderem à realidade: 1) a taxa de juros independe do prazo de aplicação; 2) os preços de bens e serviços da economia são constantes (ausência de inflação); 3) não há incerteza na decisão de investimento (ausência de riscos). Os subitens 2.4.1 a 2.4.3 a seguir abordam teorias e evidências empíricas resenhadas na literatura sobre a relação entre as taxas de juros nominais e as seguintes variáveis: (i) Maturidade do investimento; (ii) Inflação; (iii) Riscos financeiros.

2.4.1 Determinantes da Forma da Estrutura Temporal de Taxas de Juros

A observação empírica de estruturas temporais de taxas de juros (ETTJ) mostra que as taxas *spot* apresentam diferente magnitude para cada prazo de aplicabilidade, e que ao longo do tempo elas podem oscilar de forma diferenciada. Com maior freqüência as ETTJ descrevem uma curva ascendente, na qual as taxas aumentam gradualmente com a maturidade. Por este motivo tal curva é denominada ETTJ Normal nos livros-texto. Em contraposição, a curva com perfil descendente é chamada ETTJ Invertida. A curva teórica com rendimentos iguais para qualquer prazo, designada ETTJ Uniforme, é raramente observada na prática mas é de grande utilidade no desenvolvimento da Teoria Financeira.

Teorias de estruturas temporais visam explicar as razões pelas quais as curvas de juros observadas apresentam certa forma num determinado momento. Embora haja controvérsia quanto aos efeitos de restrições institucionais e preferência por liquidez, é certo que expectativas quanto às taxas de curto prazo no futuro desempenham papel preponderante na determinação do

nível de taxas de longo prazo. Fabozzi [2000] agrupa as principais teorias em duas categorias: 1) expectativas; 2) segmentação de mercado.

As teorias de expectativas estão baseadas na hipótese comum de que as taxas *forward* implícitas nas taxas *spot* de longo prazo estão intimamente relacionadas às expectativas do mercado quanto às taxas *spot* de curto prazo no futuro. As vertentes dessa teoria diferem, entretanto, quanto à existência de outros fatores e como eles afetam as taxas *forward*. A teoria das expectativas puras postula que apenas as expectativas de taxas futuras afetam as taxas *forward*. A teoria da preferência pela liquidez e a teoria do habitat preferido, também conhecidas como teorias das expectativas enviesadas, afirmam existir outros fatores sistemáticos envolvidos.

Teoria das Expectativas Puras: postulada por Irving Fisher [1896] e também chamada teoria das expectativas não enviesadas, estabelece que as taxas *forward* refletem, exclusivamente, as taxas *spot* esperadas no futuro. Assumindo-se uma estrutura temporal inicialmente uniforme, eventos não esperados que levem à expectativa de taxas de juros mais baixas no futuro provocarão sua inversão. A hipótese fundamenta-se na noção de que, dado o horizonte de investimento de um indivíduo, ele pode optar entre uma aplicação pelo período total desejado, aplicações por períodos mais curtos renovadas sucessivamente até a data final à taxa de mercado vigente a cada vencimento (*roll-over*), ou aplicação em um instrumento longo a ser carregado somente até a data desejada. Investidores racionais (maximizadores de riqueza) irão comparar as alternativas e agir, provocando movimentos de preços até que, no agregado, sejam indiferentes entre elas. Na ausência de custos de transação, títulos com diferentes vencimentos seriam substitutos perfeitos entre si.

Caso as taxas *forward* fossem previsoras perfeitas das taxas de juros futuras, os preços de títulos em datas futuras seriam previamente conhecidos. Mas, como salienta Nelson [1979], expectativas são apenas isso e as taxas *spot* futuras inevitavelmente resultarão diferentes das antecipadas por participantes do mercado. Conseqüentemente, o retorno associado ao carregamento de um título *zero coupon* por um período qualquer inferior ao seu prazo é incerto, o que torna o investimento arriscado. O mesmo pode ser dito da estratégia de aplicação e *rollover* periódico com títulos de prazo inferior ao horizonte de investimento desejado.

A fragilidade da teoria das expectativas puras reside na hipótese implícita de que os agentes econômicos são indiferentes à incerteza. Dado que os investidores são efetivamente avessos a riscos e que as estruturas temporais de taxas de juros observadas são com maior frequência ascendentes, sugerindo a existência de prêmios de risco crescentes em função do prazo, John Hicks e outros economistas sugeriram teorias alternativas mais aderentes à evidência empírica.

Teoria da Preferência pela Liquidez: proposta por Hicks [1946], apóia-se na noção de que os investidores estão tipicamente interessados em instrumentos de maturidade relativamente curta, enquanto os tomadores de recursos têm preferência por prazos maiores em razão da lenta maturação de seus projetos. Por serem avessos a riscos, investidores exigirão compensação para suportar a possibilidade de flutuação de preço inerente a títulos de longo prazo já que podem necessitar de recursos líquidos antes do previsto. O prêmio será crescente e proporcional ao prazo em decorrência do maior impacto que dada variação nas taxas de juros provoca no preço de títulos mais longos. Segundo esta teoria as taxas *forward* refletem não apenas as taxas *spot* esperadas no futuro, mas também o chamado prêmio de liquidez. A estrutura temporal pode assumir perfil descendente, mas para tanto a expectativa de queda nas taxas futuras deve exceder o respectivo prêmio.

Teoria do Habitat Preferido: segundo esta teoria, proposta por Modigliani e Sutch [1966], aplicadores e tomadores de recursos manifestam preferência por operar em determinado segmento de maturidade do mercado (habitat). Na medida em que a oferta e a demanda por fundos em determinada maturidade não encontrem equilíbrio alguns agentes são induzidos, mediante compensação, a mudar para maturidades com desequilíbrios opostos. Assim como na teoria da preferência pela liquidez, a estrutura temporal reflete expectativa de taxas *spot* futuras e prêmio de risco, mas ao contrário daquela o prêmio é função da necessidade de deslocar agentes de seu habitat preferido e pode ser positivo ou negativo.

Teoria da Segmentação de Mercado: encontra-se no extremo oposto às teorias de expectativas. A hipótese é que, devido a restrições legais e comportamentais, as preferências por determinadas maturidades são tão fortes que aplicadores e tomadores de recursos, ao contrário da teoria do habitat preferido, não podem ser induzidos a deslocar-se de um segmento de maturidade para outro. O baixo grau de substituição entre ativos de diferentes prazos provoca desequilíbrios que

pressionam pontualmente as taxas. Neste caso as expectativas são irrelevantes, as taxas de curto e longo prazo não possuem qualquer relação entre elas e o formato da estrutura temporal é determinado unicamente pela oferta e demanda de instrumentos financeiros dentro de cada setor. Bancos comerciais prefeririam títulos de curto prazo em razão da natureza de seu passivo e da ênfase em liquidez, enquanto companhias de seguro, com passivos de longo prazo, prefeririam maturidades mais longas. Os tomadores de recursos, por seu lado, procurariam adequar os vencimentos de seus passivos à geração de caixa de suas operações.

Sharpe et alii [1999] afirmam que evidências empíricas fornecem alguma inspiração quanto aos determinantes da estrutura temporal, mas que é difícil avaliar com precisão a importância relativa dessas quatro proposições. Como esperado, a teoria da segmentação de mercado não encontra sustentação prática visto que não resiste à existência de alguns investidores e tomadores suficientemente flexíveis para se acomodarem no segmento que ofereça o maior retorno esperado. Conforme conjectura das outras três teorias, parece existir conteúdo informacional na ETTJ a respeito de taxas *spot* esperadas no futuro.

Caso não exista viés de expectativas nas taxas *forward*, algumas vezes a taxa *spot* resultará superior e ocasionalmente inferior ao valor previsto, mas a diferença média tenderá a zero em um período suficientemente longo de observação. Análise do mercado de títulos públicos americanos cobrindo o período 1926-1997, por exemplo, mostrou que o retorno de títulos de longo prazo foi em média 1,80%a.a. superior ao retorno de letras de curto prazo (*Ibbotson Associates*, *1998 Yearbook*). Estudo realizado por Fama [1984] com letras do Tesouro americano no período 1959-1982 demonstrou que o premio *forward* realmente precedeu, em média, uma elevação nas taxas *spot*, mas que a alta foi inferior ao previsto pela teoria das expectativas.

Brealey e Myers [2000] afirmam que a teoria das expectativas puras é um tanto quanto extrema e não plenamente sustentada pelos fatos. Para os autores é mais provável que investidores tenham exigido e obtido um prêmio para carregar títulos longos do que a hipótese alternativa de que as taxas não tenham subido tanto quanto esperado *a priori* pelo mercado. Argumentam que a evidência tende a favorecer a existência de prêmios de liquidez, embora a variabilidade desse ágio ao longo do tempo torne intrinsecamente difícil estimar qual o nível de sobretaxa necessário para estabelecer equilíbrio no mercado. Resenha realizada por Van Horne [1990] concluiu,

diante da elevada frequência de curvas ascendentes, que estruturas temporais são mais bem explicadas por uma teoria unificada de expectativas e de aversão a risco.

2.4.2 Papel da Inflação na Formação das Taxas de Juros Nominais

A taxa de juros à qual os agentes econômicos podem trocar dinheiro corrente por dinheiro futuro representa o retorno nominal de um investimento. Parte da remuneração recebida, entretanto, não significa ganho efetivo mas apenas ressarcimento ao investidor pela perda do poder de compra causada pela inflação ocorrida durante o período de aplicação. A taxa real de juros é o percentual de aumento no nível de consumo potencial do investidor propiciado pela operação.

A visão dos economistas clássicos quanto à determinação da taxa de juros real foi assim resumida por Irving Fisher [1930]: o preço que iguala a oferta e a demanda por capital. A teoria de Fisher enfatiza, portanto, que a taxa de juros real depende de fenômenos reais, e é determinada pela interação de inúmeras forças econômicas subjacentes (ver item 2.2).

Fisher [1930] argumentou também que a taxa de juros nominal estaria relacionada à taxa de juros real esperada e à taxa de inflação esperada, através da equação 2.1 celebrizada como Equação de Fisher:

$$(1+i)^{t} = (1+E[r])^{t} * (1+E[I_{t}])$$
, onde: (2.1)

i = taxa de juros nominal (%a.a.) para o período t;

E[r] = taxa de juros real esperada (%a.a.) para o período t;

 $E[I_t]$ = taxa de variação esperada no índice de preços durante o período t (inflação %).

No início de dado período de investimento a taxa nominal deverá cobrir a taxa real requerida e a taxa de variação de preços esperada para o período em questão (inflação *ex ante*). Ao final do período a taxa real efetivamente recebida será a diferença entre o retorno nominal e a taxa de inflação realmente experimentada (inflação *ex post*). Com base na equação 2.1 a taxa real pode ser facilmente calculada em base histórica (taxa real *ex post*). Entretanto, como a magnitude da inflação é de difícil previsão com muita antecipação, torna-se difícil estimar a taxa de juros real futura exigida pelos investidores (taxa real *ex ante*).

A teoria de Fisher afirma que mudanças na expectativa de inflação produzirão mudanças correspondentes na taxa de juros nominal. Muitos economistas modernos, entretanto, não concordariam com a tese de Fisher de que a taxa de juros real é constante e independe de mudanças na taxa de inflação esperada. Considerem-se por exemplo as mudanças em preços provocadas por alterações no nível de atividade industrial quando a maior demanda por capital tende a elevar também a taxa de juros real. Summers [1983] apresenta uma ampla resenha da vasta literatura sobre o chamado efeito Fisher.

O famoso estudo de Ibbotson e Sinquefield [1982] mostrou que a taxa média real de juros propiciada a investidores em Letras do Tesouro americano de curto prazo no período 1926-1981 foi de apenas 0,1% ao ano (medida como o rendimento de *Treasury bills* menos o *Consumer Price Index*), com retornos nominais abaixo e acima da taxa de inflação aproximadamente com a mesma freqüência. Brealey e Myers [2000] citam dados atualizados pela Ibbotson Associates para o período 1926-1997 com retorno médio de 0,7% ao ano. A elevação do dado médio devese ao retorno nominal substancialmente acima da inflação observado desde 1981.

Eugene Fama [1975] sugeriu a inversão da Equação de Fisher como forma de medir se a taxa de inflação pode ser prevista pela subtração de uma taxa de juros real constante da taxa nominal observada. Se a teoria de Fisher estiver correta:

$$E[I_{t}] = \frac{(1+i)^{t}}{(1+r)^{t}} - 1$$

Em países com baixa taxa de inflação, como os Estados Unidos no período avaliado por Fama [1975], é lícito simplificar a relação da seguinte forma:

Taxa de inflação projetada pelos investidores = Taxa nominal de juros - Taxa real de juros

A metodologia de teste de Fama [1975] envolveu o ajuste da equação abaixo aos retornos trimestrais nominais de *Treasury bills*:

Taxa de inflação efetiva = a + b * Taxa nominal de juros + erro de previsão

Ainda que as previsões de eventos incertos não sejam precisas, Samuelson e Nordhaus [1985] mostram que sob a hipótese das expectativas racionais de Lucas e Sargent indivíduos fazem o melhor uso possível de informações limitadas para tomar decisões não enviesadas, isto é, livres de erros sistemáticos. Sempre haverá um erro aleatório na previsão de consenso da inflação futura, mas em um mercado eficiente espera-se que estejam certas na média. Nesta condição o erro de previsão é uma variável aleatória com média zero.

Um coeficiente de regressão (b) próximo a 1 confirmaria a teoria de Fisher, e o termo constante (a) representaria a taxa real de juros com sinal negativo. O teste de Fama [1975] aplicado a dados do período 1953-1971 produziu o valor 0,98 para b. Brealey e Myers [2000] mencionam que a replicação do estudo para o período 1953-1998 parece menos conclusiva, com b igual a 0,80. Tal resultado parece indicar uma significativa mudança de regime. De fato, os estudos de Emery [1994] demonstram que as propriedades de séries temporais da inflação nos Estados Unidos nos anos 80 são melhor descritas como ruído branco, em evidente contraste com as características altamente persistentes da inflação durante o primeiro período do pós-guerra.

O surto inflacionário provocado pelas crises do petróleo parece não apenas ter elevado o rendimento real esperado de investimentos a patamares extraordinários após 1981, como também ter exposto que o teste de Fama pode não ser apropriado. Estudos realizados por Nelson e Schwert [1977] e Hess e Bicksler [1975] já indicavam que a taxa real de juros esperada efetivamente varia no tempo.

O reconhecimento de que os níveis de inflação e das taxas de juros podem conter tendências estocásticas sugere que a relação entre elas seja espúria, explicando a baixa robustez das taxas de juros de curto prazo como previsoras da inflação futura. Com base nessa evidência os testes de Mishkin [1992] contrariam a visão amplamente aceita nos Estados Unidos e sugerem não haver efeito Fisher de curto prazo, sem descartar no entanto a existência da relação no longo prazo. Koustas e Serletis [1999] utilizam dados trimestrais referentes ao período do pós-guerra para Canadá, Estados Unidos, Japão e oito países europeus e rejeitam, em geral, o efeito Fisher.

Quando a taxa de inflação efetiva excede a taxa esperada, agentes com compromisso de efetuar pagamentos fixos nominais (devedores) ganham em termos reais às custas daqueles para quem os pagamentos serão feitos (credores). A variabilidade da inflação gera incerteza quanto ao

retorno real de investimentos em renda fixa e causa o que Sharpe et alii [1999] chamam de risco de poder de compra. Esse potencial efeito redistributivo, provocado por oscilações no patamar da inflação, pode introduzir prêmio de risco nas taxas de mais longo prazo.

As teorias de estruturas temporais de expectativas puras e preferência pela liquidez implicitamente assumem que a taxa de inflação futura é conhecida. Brealey e Schaefer [1977] ponderam que, ainda que a teoria de Fisher estivesse correta ao afirmar que as taxas de juros de curto prazo sempre incorporam a opinião mais recente do mercado a respeito da taxa de inflação futura ela nunca é conhecida com certeza, impossibilitando a realização de investimentos livres de riscos. Por outro lado, à medida que o tempo passa o mercado aprimora sua capacidade de previsão para a inflação de determinado período futuro. Assim, a estratégia de investimento em dois períodos sucessivos mais curtos implicaria em menor risco, mesmo para indivíduos com horizonte longo de aplicação, pois a taxa de juros do segundo período já incorpora as últimas informações a respeito da respectiva taxa de inflação. Conseqüentemente, a taxa *forward* relativa ao segundo intervalo temporal deveria conter um prêmio de risco para compensar investidores pelo adicional risco inflacionário.

Sharpe et alii [1999] mostram que títulos com remuneração variável (*floating rate instruments*) podem assumir importante papel em economias sujeitas a instabilidade inflacionária. Na medida em que taxas de juros de curto prazo antecipam melhor a inflação esperada, instrumentos indexados a taxas de curto prazo expõem os investidores a menor risco e viabilizam a existência de um mercado de dívida de longo prazo.

Buraschi e Jiltsov [2000] apontam um outro potencial gerador de risco inflacionário. Em economias monetárias com impostos incidentes sobre receitas e lucros nominais ou com mecanismos imperfeitos de indexação à inflação, choques nominais podem causar distorções na acumulação real de capital. Agentes econômicos exigiriam um prêmio de risco, potencialmente variável no tempo, acima do nível de inflação. Análise baseada no rendimento de títulos do Tesouro americano com prazos de 1 mês a 10 anos negociados no período 1960-1996 confirmam a existência de um prêmio de risco médio de 0,40%a.a., variável no tempo (0,20% a 1,60%) e correlacionado com o patamar e a volatilidade da inflação. Os autores concluem que a existência e a variabilidade do prêmio de risco são suficientes para que se rejeitem a teoria de Fisher e a teoria das expectativas puras de estruturas temporais.

Uma outra fonte de risco associada à inflação é apontada por Sharpe et alii [1999]. Institutos de pesquisa em todo o mundo procuram estabelecer metodologias e índices que resumam de maneira satisfatória as múltiplas variações de preços na economia. Se determinado índice é relevante ou não para dado indivíduo irá depender em grande parte das similaridades entre seu padrão de consumo e a cesta de bens e serviços adotada na definição do índice. Ademais, as dificuldades práticas na construção de cestas teóricas e na coleta e processamento de dados fazem com que os índices de inflação superestimem o aumento no custo de vida, mesmo para pessoas com padrão de aquisição similar à cesta de referência. Tais metodologias normalmente não capturam melhorias de qualidade e a ação de consumidores racionais ao substituir produtos encarecidos por similares relativamente mais baratos. Além da dificuldade inerente à projeção de índices de inflação, eles representam apenas aproximação da real evolução dos preços na economia.

2.4.3 Efeito dos Riscos Financeiros na Estrutura Temporal de Taxas de Juros

A teoria de finanças define risco financeiro, segundo Jorion [1997], como a dispersão de resultados inesperados provocados por oscilações nas variáveis financeiras. Tais riscos estão associados à possibilidade de perdas quando exposições em ativos e passivos financeiros são assumidas por agentes econômicos. Instrumentos de renda fixa, em particular, sujeitam seus detentores a três principais tipos de risco financeiro: risco de mercado, risco de crédito e risco de liquidez.

Considere-se o título de desconto (*zero coupon security*) com preço atual determinado pela equação 2.2 a seguir:

$$P_0 = \frac{E[FC_t]}{(1+i_t)^n}$$
, onde: (2.2)

 P_0 = Preço atual do título;

 $E[FC_t] = Fluxo de caixa esperado na data de vencimento t;$

 i_t = Taxa anual de juros de mercado para o prazo entre a data atual e o vencimento t (%);

n = Número de anos entre a data atual e o vencimento t.

O Risco de Mercado (*market risk*) decorre da possibilidade de mudanças no preço do título em função de oscilações na variável exógena de mercado, ou seja, nas taxas de juros. Variações aleatórias em i_t podem provocar perdas no valor de mercado desse instrumento.

Risco de Crédito (*credit risk*), também chamado risco de inadimplência (*default risk*), deriva da possibilidade que o emissor do título não deseje ou não seja capaz de honrar suas obrigações contratuais, isto é, não faça os pagamentos de principal e juros nas datas pactuadas. Em termos mais genéricos, o risco de crédito pode provocar redução no preço do título a qualquer instante. Quando a capacidade de geração de caixa do devedor se deteriora, aumenta a probabilidade de não pagamento ainda que isso não implique em inadimplência imediata. Os investidores reavaliam a chance de recebimento, e conseqüentemente o valor do fluxo de caixa esperado. O termo E[FC_t] da equação 2.2 é reduzido resultando em queda de preço do título.

O Risco de Liquidez (*liquidity risk*) ou de negociabilidade (*marketability risk*) de determinado instrumento emerge quando uma transação de compra ou venda não pode ser executada tempestivamente e pelo preço corrente, em razão do insuficiente nível de atividade vigente no mercado. Caso a operação não possa ser postergada, a forçada realização deverá ocorrer a valor fundamentalmente diferente do apontado por um modelo teórico (como o expresso pela equação 2.2, por exemplo), resultando em perda para seu titular. Crouhy, Galai e Mark [2001] salientam que este risco é de difícil quantificação e pode variar substancialmente segundo as condições de mercado.

Suponha-se a existência de uma série de títulos de desconto de variadas maturidades, sendo que tais instrumentos caracterizam-se pela certeza de pagamento do fluxo de caixa contratual nos respectivos vencimentos e pela facilidade de negociação sem que o preço de mercado seja pressionado. Os rendimentos dessa classe de instrumentos possibilitam, como discutido no item 2.3, a construção da estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ) que configura o conjunto de custos de oportunidade em função do prazo para investimentos livres dos riscos de crédito e de liquidez.

Essa ETTJ é adequada para precificação de instrumentos e avaliação de carteiras com fluxos de caixa isentos da possibilidade de inadimplência e que possam ser realizados no mercado a vista quando necessário e a baixo custo de negociação. O conceito de ETTJ livre de riscos, definida

como isenta dos riscos de crédito e liquidez, e os critérios para sua extração a partir das cotações de instrumentos de mercado são aprofundados no capítulo 3. Na literatura financeira ela é também denominada curva base (*base curve*) por exprimir as taxas de juros mínimas para cada possível vencimento.

Nos itens 2.4.1 e 2.4.2 foram relacionados vários fatores e caracterizados diversos tipos de risco que potencialmente influenciam a formação da taxa de juros de equilíbrio para determinado prazo. Estas variáveis podem, individualmente ou em conjunto, impactar o preço de mercado de um título de desconto (calculado conforme a equação 2.2), ainda que este seja isento dos riscos de crédito e de liquidez. Assim sendo, a curva base pode assumir forma diferente a cada instante em decorrência de choques diferenciados sobre cada um dos i_t que a caracterizam. É tal variabilidade temporal que submete os instrumentos de renda fixa ao risco de mercado.

O risco de mercado de ativos financeiros é usualmente quantificado como perdas inesperadas no valor de mercado em decorrência de variações nos fatores de risco relevantes. Tanto na literatura especializada como na prática financeira as taxas da curva base são consideradas "fatores naturais primitivos" para avaliação do risco de mercado de títulos de renda fixa (Jorion [1997]). Também em renda variável é usual encarar o próprio preço da ação como fator de risco de mercado, ainda que se reconheça que tal preço oscila em função de inúmeras variáveis sistemáticas (como o crescimento da renda nacional) e específicas da empresa (como o sucesso de um projeto).

Seguindo a mesma lógica pode-se argumentar que oscilações na curva base observada sintetizam os efeitos de mudanças nas taxas de juros de mercado, mas que seus determinantes (verdadeiros fatores naturais primitivos) incluem, dentre outros, os seguintes fenômenos já discutidos em maior detalhe anteriormente:

- Revisão do consenso de mercado quanto às taxas de curto prazo esperadas no futuro (teoria das expectativas puras em 2.4.1);
- Reposicionamento dos agentes econômicos com relação à preferência por ativos de curto prazo (teoria da preferência pela liquidez) ou quanto ao segmento de maturidade selecionado para operar (teoria do habitat preferido). Estudos empíricos apresentados no subitem 2.4.1

apontam não só a presença de prêmios de risco na ETTJ mas também sua variabilidade temporal;

- Revisão do consenso de mercado quanto às taxas de inflação futuras, ou variação da taxa de
 juros real de equilíbrio em resposta a fatores macroeconômicos (teoria de Fisher em 2.4.2);
- Modificação nos prêmios de risco da ETTJ em decorrência de maior ou menor incerteza quanto a mudanças futuras no patamar de inflação ou confiança na precisão da medida de inflação apontada por índices de preços. A evidência empírica resenhada em 2.4.2 também sugere a existência e a variabilidade temporal desses prêmios.

Tais elementos podem provocar choques diferenciados em cada uma das taxas da curva base, impactos que tendem a se propagar, pelo mecanismo de arbitragem, para curvas de rendimento extraídas de instrumentos sujeitos aos riscos de crédito e de liquidez. Conceitualmente, portanto, existem múltiplas estruturas de taxas de juros, cada uma refletindo sobretaxas específicas relativamente à curva base mas todas elas sujeitas ao mesmo risco de mercado desta.

Na prática financeira a maior parte das aplicações é caracterizada pela presença de riscos. Dado que agentes econômicos são avessos a riscos, o retorno esperado desses investimentos deve exceder a taxa base para que alguns deles sejam induzidos a carregá-los. Assim sendo, a avaliação de tais investimentos pela metodologia dos fluxos de caixa descontados sintetizada na Figura 2.1 (item 2.3) deve basear-se na ETTJ que incorpore prêmios apropriados aos riscos financeiros incorridos. Demonstra-se a seguir que é possível estimar estruturas temporais adequadas, de forma indireta, pela adição à curva base de *spreads* representativos dos prêmios exigidos pelo mercado em dado momento.

O risco de crédito em ativos de renda fixa está associado à incerteza quanto ao efetivo recebimento de fluxos de caixa futuros. Suponha-se a existência de dois títulos de desconto com prazo de um ano e compromisso de pagamento de mil reais no vencimento. Um pode ser considerado isento do evento de inadimplência (*default*), mas existe dois por cento (2%) de probabilidade que o emissor do outro não honre sua dívida. Caso a taxa de juros livre de riscos para um ano fosse 10%a.a., sob a hipótese de que os investidores sejam indiferentes à incerteza (argumento risco-neutro) o preço de mercado do primeiro título seria R\$ 909,09 e o do segundo

R\$ 890,91 (valor presente do fluxo de caixa esperado: $E[FC_1] = 0.98*1000 + 0.02*zero = R$$ 980, a média ponderada dos valores possíveis).

Os rendimentos esperados de ambos os títulos seriam idênticos (1.000/909,09-1 = 980/890,91-1 = 10,00%a.a.). Entretanto, enquanto o rendimento prometido do título seguro seria também 10,00%a.a. o do título sujeito a inadimplência seria 12,24%a.a. (1000/890,91-1). A diferença entre estes dois valores, 2,04%a.a. na convenção de *spread* multiplicativo usual no mercado brasileiro, é denominada por Sharpe, Alexander e Bailey [1999] prêmio de inadimplência (*default premium*). Caso a perda esperada aumentasse de dois para cinco por cento (5%), por exemplo, o prêmio de inadimplência passaria a 5,26%a.a.

A partir da curva base e empregando-se o mesmo processo de cálculo seria possível estabelecer uma ETTJ para avaliação de carteiras sujeitas a uma dada função inadimplência esperada na variável maturidade. A Figura 2.2 ilustra o impacto de prováveis perdas futuras na curva de juros quando há 1% de chance de não pagamento independentemente da data de liquidação do fluxo de caixa (estrutura temporal da inadimplência esperada uniforme).

28% 27% 26% Rendimento Prometido do Título de Desconto com Inadimplência Esperada de 1% 25% 24% 23% Curva Base 22% 21% 20% 19% Prazo (dias úteis) 18% 241 41 81 121 161 201 281 321 361 401 441 481 521

FIGURA 2.2 Efeito de 1% de Inadimplência Esperada na ETTJ

O prêmio de inadimplência assim calculado não está associado ao conceito de risco de crédito pois pressupõe certeza quanto à probabilidade de *default*, representa apenas a justa remuneração pela perda esperada. Em um mundo com agentes econômicos efetivamente avessos a riscos os investidores demandarão um prêmio adicional (*risk premium*) que compense a diferença entre a incerteza do rendimento apenas esperado de um título com risco e o retorno seguro de um título

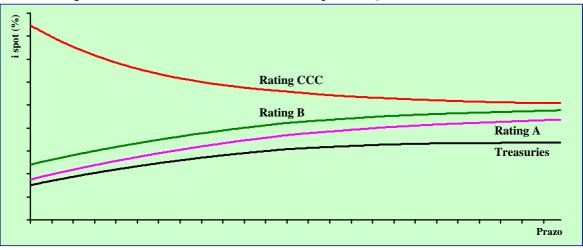
livre de inadimplência. Sharpe et alii [1999] afirmam que em mercados eficientes o prêmio de risco de crédito estará diretamente relacionado ao risco sistemático (não diversificável) do título sujeito a risco. Os autores apresentam evidência empírica de que os retornos de títulos privados americanos são correlacionados entre si e que a frequência de eventos de *default* é máxima quando a maioria das empresas é negativamente afetada por fatores macroeconômicos adversos.

Assim sendo, a remuneração mínima de determinado empréstimo deveria incorporar o retorno assegurado por ativos livres de risco e um adicional de crédito (*credit spread*) correspondente à inadimplência esperada (prêmio de inadimplência) e à incerteza quanto à efetiva inadimplência (prêmio de risco). A determinação do *spread* de crédito apropriado exigiria, portanto, um esforço analítico considerável e não justificável para a maioria dos agentes econômicos. Por esse motivo é tradicional em mercados desenvolvidos, como o de *corporate bonds* norte americanos, que os múltiplos emissores sejam avaliados por agências especializadas independentes e classificados segundo sistemas simplificados de categorização (*rating*) que em tese indicam a probabilidade de *default* de cada um deles.

A observação do rendimento prometido por um número significativo de títulos, de variadas maturidades e emitidos por empresas de igual *rating*, possibilita a estimação da ETTJ adequada para precificação de instrumentos de renda fixa desse mesmo nível de risco. Dada a existência de títulos de todos os *ratings* negociados contemporaneamente no mercado, a estrutura de prêmios demandados pelos investidores em função do risco pode ser estimada.

A Figura 2.3 a seguir (baseada na figura 8.5 apresentada por Crouhy, Galai e Mark [2001]) mostra de forma aproximativa um típico conjunto de curvas de juros para créditos de variada qualidade. Crouhy et alii [2001] afirmam que a evidência empírica mostra tendência para prêmio (*spread-over-Treasury*) crescente em função da maturidade nos títulos de alta qualidade (*rating* A na figura), enquanto o oposto se verifica nos títulos de alto rendimento (*rating* CCC na figura).

FIGURA 2.3 Spreads nas Curvas de Juros em Função da Qualidade de Crédito



Essa mesma sistemática simplificada para quantificação do risco de crédito é utilizada por grandes bancos e outras instituições de crédito que dispõem de sistemas de *rating* e *credit score* próprios. Embora o risco de crédito derive efetivamente da incerteza quanto aos fluxos de caixa futuros da operação, a metodologia baseada na adição de um *spread* de crédito ao próprio custo de captação facilita sobremaneira a precificação de empréstimos. Trabalha-se geralmente com uma escala de estruturas temporais de prêmios que associam o adicional de taxa ao *rating* do tomador e ao prazo da operação.

Algumas metodologias para estimação objetiva do *spread* de crédito adequado a empréstimos corporativos fundamentam-se na Teoria da Firma de Merton [1974]. Investir em um título de renda fixa privado equivale, conceitualmente, à compra de um título idêntico mas isento do risco de inadimplência e concessão aos acionistas da empresa de uma opção de venda (*put*) sobre os ativos da mesma. O valor da opção deriva do dispositivo legal que limita a responsabilidade dos acionistas ao capital e reduz o valor de mercado do título (valor do título corporativo = valor do título assumindo certeza de pagamento — valor da *put*). A diferença entre o rendimento prometido extraído do preço de mercado e o retorno de ativo similar livre de riscos é o *spread* de crédito.

Outra característica dos instrumentos financeiros é que sua negociação geralmente não é realizada pelo valor teórico. Mesmo em mercados organizados bem desenvolvidos a compra ou venda de ativos envolve pelo menos alguns dos seguintes custos: 1) diferencial entre preços de

compra e de venda (*bid-ask spread*) na cotação de *dealers*; 2) desconto ou ágio para execução de quantidades diferentes do lote padrão; 3) risco incorrido durante a procura do preço justo; 4) comissões de corretagem, emolumentos e taxas. O conceito de liquidez indica a facilidade com que ativos podem ser negociados a um preço próximo de seu valor teórico.

O grau de liquidez varia entre ativos e aquele que pode ser comprado ou vendido com maior rapidez e menor custo de transação é considerado o mais líquido. Como os custos são repetidos a cada negociação, seu impacto é proporcional ao valor presente da despesa que a iliquidez pode vir a representar para cada indivíduo. Assim sendo, investidores de longo prazo estarão dispostos a pagar preços maiores por títulos de baixa liquidez, os quais tenderão a ser alocados para essa classe de participantes do mercado (efeito clientela).

Tobin [1958] propôs um modelo de decisão baseado na preferência pela liquidez como comportamento em relação a riscos. Segundo tal modelo investidores alocam parte de seus recursos em títulos e parte em caixa, considerado o ativo sem riscos. Para agentes econômicos a possibilidade de não poder converter tempestivamente um título em caixa a um preço razoável em data futura dá origem ao risco de liquidez.

Embora em condições de igualdade dos demais atributos investidores demonstrem preferência por ativos mais líquidos, é possível que o grau de preferência pela liquidez varie entre eles como já ressaltado. Nesse contexto, o mercado pode atingir equilíbrio pela elevação do preço de títulos mais líquidos relativamente aos menos líquidos, introduzindo prêmio de risco no rendimento esperado dos instrumentos de menor negociabilidade. Sharpe et alii [1999] discutem uma das versões ampliadas do Capital Asset Pricing Model (CAPM) segundo a qual dois ativos de mesmo beta e diferente liquidez não teriam o mesmo retorno esperado.

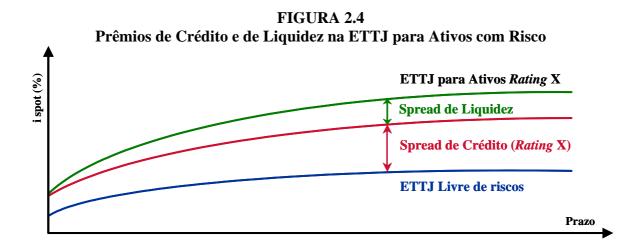
Ainda que alguns autores apontem as limitações do uso de uma única medida de liquidez, a mais objetiva e mais empregada por pesquisadores do mercado financeiro é o diferencial de cotação, com reduzido *bid-ask spread* sinalizando alto grau de liquidez. Utilizando essa métrica Amihud e Mendelson [1993] concluíram que carteiras de mesmo beta compostas por ações negociadas na bolsa de Nova Iorque propiciam retornos significativamente mais elevados, em média, quando a liquidez dos ativos incluídos diminui. Tal relação também foi constatada em estudo similar com

títulos de renda fixa do Tesouro americano de curto prazo. Os autores especulam que o prêmio de liquidez não representa anomalia de mercado, mas justa remuneração pelo risco adicional.

Deve ser ressaltado que o prêmio de liquidez (*liquidity premium*) descrito no subitem 2.4.1 não corresponde à concepção corrente de risco de liquidez. O efeito na estrutura de juros observado por Hicks [1946] referia-se à aversão dos investidores ao risco de flutuações no preço de títulos de mais longo prazo (*price risk*), fenômeno usualmente denominado *term premium* na literatura moderna.

É importante também que seja salientada a diferença entre os conceitos de custo da liquidez e risco de liquidez. Custo da liquidez pode ser definido como a diferença entre o preço líquido (*net price*) pelo qual é possível negociar um instrumento financeiro e seu valor teórico. Embora ele tenha o efeito de aumentar a diferença entre os possíveis valores de compra e de venda, seu impacto sobre o valor teórico do ativo é potencialmente nulo. Considerando-se a ETTJ construída com base nos preços médios de ativos livres de risco como representativa da curva base teórica, duas ETTJ adjacentes podem ser concebidas, uma superior associada aos preços de venda e outra inferior aos preços de compra. A curva superior, por exemplo, seria mais adequada para estimação do valor de realização de uma posição ativa em títulos livres de riscos.

O risco de liquidez, por outro lado, tende a depreciar os ativos e se manifesta no rendimento na forma de prêmio. Quanto maior esse risco, maior o *spread* entre a ETTJ referenciada na série de rendimentos de títulos com risco e a curva base. A Figura 2.4 a seguir ilustra três diferentes estruturas temporais de taxas de juros. A inferior é a curva base, livre dos riscos de crédito e de liquidez. A curva central representa a ETTJ extraída de títulos de desconto emitidos por empresas de *rating X* e que em tese podem ser negociados a qualquer instante sem custos de transação. A curva superior representa o custo de oportunidade em função do prazo para avaliação de ativos sujeitos a risco de crédito (*rating X*) e a determinado nível de risco de liquidez. O *spread* de liquidez tende a zero para instrumentos de curtíssimo prazo e cresce com o aumento do prazo e a consequente maior incerteza quanto ao custo da liquidez vigente no futuro.



Partindo da estrutura temporal para determinado risco de crédito e conceitualmente isenta do risco de liquidez, é possível construir múltiplas ETTJ de mesmo risco de crédito mas sujeitas a variados graus de risco de liquidez pela adição de *spreads*, tal como anteriormente exposto na discussão sobre risco de crédito. Na prática, entretanto, quando se observam séries de preços de títulos privados é difícil separar os efeitos desses dois riscos em razão da interação entre eles. Exemplificando, o rebaixamento de *rating* de determinada empresa pode causar perda de liquidez nos títulos de sua emissão.

2.5 Considerações Finais

Alguns dos temas abordados neste capítulo são aprofundados adiante. A questão da taxa de juros livre de riscos, conceito de primordial importância na teoria e na prática financeiras, é o objeto do capítulo 3 onde o tema é também examinado no contexto específico do mercado brasileiro. Dois testes empíricos baseados na estrutura temporal de mínimo risco de crédito e de liquidez do mercado brasileiro são apresentados no capítulo 4. O primeiro trata da relação, exposta no subitem 2.4.1, entre taxas de juros de curto e de longo prazo. O segundo analisa o comportamento da taxa de juros real, objeto de discussão do subitem 2.4.2.

CAPÍTULO 3

A ESTRUTURA TEMPORAL DE TAXAS DE JUROS LIVRE DE RISCOS

O conceito de taxa de juros livre de riscos é fundamental na teoria e na prática financeiras. No item 3.1 do presente capítulo argumenta-se que é mais apropriado falar em estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ) livre de riscos, e que no mercado internacional tal idéia confunde-se com o conjunto de rendimentos de títulos públicos. Procura-se definir a seguir, no item 3.2, qual seria a curva de juros de mínimo risco em reais e como observa-la.

3.1 Conceito de Taxa de Juros Livre de Riscos

Um dos problemas mais relevantes da economia é a avaliação de ativos com riscos, investimentos cujos pagamentos futuros para seu titular são incertos quanto aos valores e quanto às datas de efetiva liquidação. O primeiro passo para a solução desse problema é a compreensão de ativos isentos de riscos (*riskless securities*), títulos de renda fixa que inspiram em seu proprietário a certeza de que os pagamentos prometidos serão realizados, de forma tempestiva e no valor pactuado. Muita da teoria sobre mercados financeiros gira em torno do conceito e da identificação prática de instrumentos livres de riscos.

O *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desenvolvido por William Sharpe com a contribuição de diversos autores (Mossin, Lintner, Treynor e Black entre outros), é o mais difundido dos modelos para determinação da taxa de retorno apropriada na avaliação de investimentos com risco. Partindo do conceito de fronteira eficiente proposto por Harry Markowitz [1952], Sharpe [1964] desenvolveu a equação que estabelece a taxa de retorno esperada para qualquer investimento j ($E[r_j]$) como uma função linear crescente, definida pela taxa de juros livre de riscos (r_f) à qual investidores podem emprestar e tomar emprestado recursos financeiros sem assumir riscos e por um prêmio associado ao nível de risco sistemático do investimento. Tal prêmio é proporcional ao coeficiente beta do ativo (β_{jM}), definido como a relação entre a covariância dos retornos do ativo com os retornos da carteira de mercado (σ_{jM}) e a variância dos retornos dessa carteira (σ_{jM}^2).

Uma das variáveis fundamentais do modelo, portanto, é a taxa de juros livre de riscos (*risk-free rate r_f*). No artigo original que introduziu o modelo, a única definição dada por Sharpe [1964] é que tal taxa representa "o preço do tempo ou a taxa pura de juros". Mais adiante são apresentadas algumas propriedades matemáticas e estatísticas do ativo livre de riscos. Em conformidade com a teoria de Markowitz [1952], que define risco como a dispersão de retornos em relação ao valor esperado, ativo livre de riscos é aquele com retorno certo. O investidor que adquire um ativo f livre de riscos no início de determinado período de investimento sabe exatamente qual será o valor do mesmo ao final desse período. Como, por definição, não há incerteza com relação ao valor do ativo no vencimento, o retorno é determinístico e sua variância (σ^2_f) é zero. Consequentemente, será também zero a covariância entre os retornos de tal ativo e os retornos de qualquer outro ativo com risco presente na economia (σ_{fj}). Isso equivale a dizer que o ativo livre de riscos tem beta nulo ($\beta_{fM} = 0$).

Embora a teoria não dependa da especificação de qual seja o ativo livre de riscos, a implementação do CAPM para solução de questões práticas requer a identificação do retorno de tal ativo (r_f). Entretanto, a obtenção da taxa livre de riscos não exige necessariamente a identificação de um ativo com variância zero. Ativos de risco livremente negociados no mercado e caracterizados por covariância zero com a carteira de mercado ($\sigma_{kM} = 0$) tendem a ter retorno esperado igual ao retorno do ativo livre de riscos ($E[r_k] = r_f$), apesar de apresentarem variância (σ_k^2) positiva. Em outras palavras, a taxa livre de riscos pode ser extraída da taxa de retorno de um ativo k que satisfaça à condição $\beta_{kM} = 0$.

Tal ativo deve primeiramente apresentar ausência de possibilidade de perda por inadimplência (*default*), o que significa que não deve haver incerteza quanto aos futuros pagamentos nominais prometidos pelo devedor. Títulos de renda fixa emitidos por empresas privadas, legalmente constituídas em regime de responsabilidade limitada, apresentam em princípio alguma chance de não pagamento. Publicações americanas identificam os títulos emitidos pelo Departamento do Tesouro dos Estados Unidos, genericamente conhecidos por *Treasuries*, como isentos do risco de inadimplência pois em tese o governo federal tem a opção, em última instância, de imprimir moeda ou arrecadar impostos para honrar sua dívida.

Embora os autores americanos sejam praticamente unânimes em apontar o rendimento de *Treasuries* como equivalentes à taxa livre de riscos da economia americana, existe no mercado uma gama desses títulos, com vencimentos que variam de poucos dias a trinta anos e não há consenso quanto ao prazo adequado do instrumento. Alguns autores afirmam que *Treasuries* de curto prazo representam o menor nível de risco pois estão imunes ao impacto de variações nas taxas de juros. Entretanto, nos inúmeros textos e estudos empíricos envolvendo a taxa livre de riscos a escolha recai sobre *Treasuries* de variados prazos. Copeland, Koller e Murrin [1995] afirmam que o rendimento de letras (*Treasury bills*), notas de dez anos (*Treasury notes*) e títulos de trinta anos (*Treasury bonds*) representam, todos eles, aproximações razoáveis para essa taxa no mercado dos EUA.

Sharpe, Alexander e Bailey [1999] aprofundam a questão ao argumentar que não é qualquer título do Tesouro que se qualifica como livre de riscos. Para o investidor com horizonte de carregamento (holding period) inferior ao prazo do título adquirido, existe incerteza quanto ao preço de venda do mesmo (price risk) em razão de mudanças imprevisíveis nas taxas de juros durante tal intervalo temporal. Da mesma forma, o investidor que adquire um instrumento que vence antes do final do horizonte de carregamento não conhece a taxa de juros à qual poderá reinvestir os recursos (reinvestment-rate risk). Resta assim um único tipo de título com possibilidade de ser qualificado como livre de riscos: um instrumento que efetue um único e certo pagamento no vencimento (incluindo principal e juros), e que este coincida com o final do período de investimento de seu titular. Estes são denominados zero coupon Treasuries, títulos de desconto que garantem ao investidor determinada quantia monetária no vencimento, valor este que já é conhecido no momento da tomada de decisão.

Embora o CAPM seja freqüentemente empregado na solução de problemas envolvendo cálculo do valor descontado da estimativa de fluxos de caixa incertos em diversas datas futuras, tais como orçamento de capital e avaliação de investimentos, a literatura é omissa quanto ao prazo da taxa de juros livre de riscos a ser utilizada na determinação da taxa de retorno esperada em função do risco (E[r_j]). O usual é a indicação de uma única taxa de desconto aplicável a todos os fluxos. Seguindo o raciocínio de Sharpe et alii [1999], seria de se supor que a taxa E[r_j] adequada devesse variar em função do prazo até a data de pagamento do fluxo de caixa a ser descontado, e que talvez fosse mais apropriado se falar em estrutura temporal das taxas de juros (ETTJ) livres de riscos e não apenas em taxa livre de riscos. No contexto da aplicação prática do

CAPM nos Estados Unidos, entretanto, a questão é presumivelmente pouco relevante quando se consideram a usual suavidade da ETTJ americana e as incertezas na estimação dos demais parâmetros do modelo.

Já na apuração do valor de instrumentos de renda fixa, onde é mais evidente a possibilidade de operações de arbitragem, a questão do prazo se destaca e o conceito de estrutura temporal de taxas de juros é explicitamente abordado na literatura. Como visto no item 2.3, a precificação desses instrumentos se dá pelo desconto de fluxos de caixa segundo a ETTJ que represente os custos de oportunidade do investidor, ou seja, a curva de taxas *spot* implícitas em títulos de mesmo risco ativamente negociados no mercado. No subitem 2.4.3 argumentou-se que a ETTJ apropriada para avaliação de ativos de renda fixa com riscos de crédito e liquidez pode ser obtida pela adição de prêmios de risco (*spreads*) à ETTJ extraída do mercado de títulos de mínimo risco. A ETTJ de mínimo risco representa, dessa forma, um referencial para apoio às decisões de investimento em ativos de renda fixa sujeitos a riscos.

Fabozzi [2000] afirma que participantes do mercado de todo o mundo encaram os títulos emitidos pelo Tesouro dos Estados Unidos da América (emissor da moeda-reserva internacional e a maior potência econômica e militar mundial) como isentos de risco de crédito (*credit risk* ou *default risk*). Ademais, o volume substancial de qualquer emissão tem contribuído para tornar o mercado de *Treasuries* o mais ativo, e conseqüentemente o mais líquido, do planeta, o que lhe confere também enorme transparência. Além de balizadores para a precificação de ativos privados, esses títulos assumem importantes papéis na prática financeira internacional, tais como ativos livres de risco em carteiras, *hedges* confiáveis para *marketmakers* em títulos de dívida e derivativos e refúgio seguro para fundos que exigem alta liquidez.

O menor rendimento proporcionado pelos *Treasuries*, relativamente aos títulos de emissão não do Tesouro, reflete suas propriedades conjuntas de menor probabilidade de inadimplência e maior liquidez. Conseqüentemente, a curva de taxas a vista (*spot*) construída a partir do rendimento de *zero coupon Treasuries* (ou, na ausência destes, de direitos sobre fluxos de caixa individuais desmembrados de títulos com cupom, denominados *strips*) representa a estrutura temporal de taxas de juros de aplicação de mínimo risco na economia americana e nos mercados de capitais internacionais, e tem sido amplamente utilizada na prática financeira como *proxy* da ETTJ livre de riscos. Por representarem as taxas mínimas demandadas pelos investidores e serem

observáveis a baixo custo, são também denominadas na literatura, de acordo com Fabozzi [2000], taxas básicas (*base interest rates*) ou taxas referenciais (*benchmark interest rates*).

Embora os títulos do Tesouro americano sejam comumente descritos como livres de riscos, estão sujeitos ao risco de mercado decorrente da incerteza quanto a seus preços de mercado ao longo do tempo. Mudanças inesperadas na variável estocástica taxa de juros provocam alterações tanto maiores no valor do instrumento quanto maior for seu prazo (*price risk*). Para o investidor que deseje realizar aplicação de recursos por prazo determinado, entretanto, a taxa de juros de período expressa na ETTJ de *zero coupon Treasuries* é efetivamente a taxa livre de riscos já que proporciona um retorno certo ao longo do horizonte temporal definido, independentemente de oscilações futuras nas taxas de juros ou de alterações nas condições de negociabilidade do instrumento (*marketability*).

Também na aplicação prática de modelos para precificação de instrumentos derivativos, as taxas de juros relevantes são as taxas prefixadas de período extraídas da ETTJ livre de riscos. Tais modelos são desenvolvidos com base na hipótese de não arbitragem, ou seja, na suposição de que é impossível realizar ganho financeiro extraordinário através da montagem de carteira livre de riscos, inclusive dos riscos de mercado, composta pelo derivativo, posição a vista em seu ativo-objeto e instrumento de renda fixa.

Suponha-se uma carteira constituída pela venda a vista de uma unidade de determinado ativoobjeto ao preço S e pela compra simultânea a termo, ao preço F, também de uma unidade do
mesmo ativo-objeto para recebimento na data futura D. Uma unidade do ativo-objeto deve ser
tomada por empréstimo para permitir a liquidação da operação de venda a vista (assumindo, sem
prejuízo para o desenvolvimento do raciocínio, que não haja custo envolvido nesta transação). O
valor financeiro recebido a vista (S) é aplicado em instrumento de renda fixa com vencimento
em D (prazo t) à taxa i. Na data D a unidade de ativo-objeto recebida (operação a termo) será
entregue ao emprestador, garantindo a quitação do empréstimo e isentando a carteira do risco de
oscilações no preço do mesmo. O fluxo de caixa líquido naquela data será a diferença entre o
valor de resgate da aplicação S*(1+i)^t e a contrapartida F de liquidação da compra a termo. Para
que a carteira seja totalmente isenta de riscos o valor futuro deve ser conhecido antecipadamente,
ou seja, o instrumento de renda fixa deve ser um título de desconto livre de risco de
inadimplência. Como o fluxo de caixa líquido no momento da montagem da carteira é zero

(resultado do recebimento e do pagamento de S unidades monetárias), com o mercado em equilíbrio o valor futuro também deverá ser nulo. Sob tais condições o modelo para precificação de operações de compra e venda do ativo-objeto a termo será $F = S*(1+i)^t$. A taxa i do modelo representa, portanto, a taxa de juros livre de riscos prefixada para o prazo t.

O mesmo pode ser dito a respeito dos modelos para precificação de opções, como o de Black & Scholes, que dependem da especificação de uma taxa de juros livre de riscos. Como esses instrumentos permitem a estruturação de operações sintéticas de renda fixa prefixadas, para evitar arbitragem a taxa de juros implícita nos prêmios das opções deve ser uma taxa prefixada para o prazo dos contratos. A título ilustrativo suponha-se uma carteira composta, inicialmente, por posição comprada em uma opção européia de compra (call option) de determinado ativoobjeto ao preço de exercício X e prazo t, e posição vendida em uma opção européia de venda (put option) de mesmo ativo-objeto, prazo e preço de exercício. No vencimento este conjunto de opções equivale a uma posição comprada no ativo-objeto ao preço X. O risco da carteira derivado de oscilações no preço do ativo-objeto pode ser eliminado pela venda simultânea de um contrato a termo sobre tal ativo com prazo t e ao preço F. O fluxo de caixa líquido na data de vencimento será F menos X, valor que pode ser reescrito como [S*(1+i)^t-X] com base no modelo para precificação de operações a termo anteriormente apresentado. Na data de contratação o fluxo líquido será p menos c (a diferença entre o prêmio (p) recebido pela venda da put e o prêmio (c) pago pela compra da call). Pela relação conhecida como paridade entre preços de opções de compra e venda (put-call parity), $p = c - [S-X/(1+i)^t]$, o valor inicial [p-c] deve ser -[S*(1+i)^t-X]/(1+i)^t. Geram-se, assim, dois fluxos de caixa certos e conhecidos em sentidos opostos, sendo o valor na data de vencimento igual ao valor na data de contratação corrigido pelo fator $(1+i)^t$. Tal carteira equivale a uma operação de renda fixa pelo prazo t à taxa prefixada i.

Bancos internacionais e outras instituições financeiras de grande porte tendem a adotar a Libor como a taxa livre de riscos na avaliação de transações com derivativos. Libor é o acrônimo de *London InterBank Offered Rate*, literalmente taxa à qual são ofertados, na principal praça financeira do chamado Euromercado, recursos financeiros *off-shore* para bancos de primeira linha. As múltiplas Libor representam taxas prefixadas para diferentes prazos, e são largamente empregadas como referencial na indexação de instrumentos financeiros do mercado internacional. Tais taxas são geralmente superiores às correspondentes taxas de *Treasuries* de

mesmo prazo pois existe a possibilidade (ainda que remota) de inadimplência do banco captador. A razão para tal prática, segundo John Hull [2003], é que estas instituições satisfazem suas necessidades de financiamento e investem sobras de caixa nesse mercado. Consideram, portanto, a taxa Libor como seu custo de oportunidade marginal.

Torna-se evidente do exposto que, embora a questão do prazo seja ambígua nas aplicações do CAPM, em modelos de precificação de títulos de renda fixa e de instrumentos derivativos a taxa livre de riscos especificada será função das datas de liquidação financeira estipuladas no contrato em avaliação. Não existe, portanto, uma única taxa livre de riscos na economia, mas uma estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ) livres de riscos, sendo que cada uma dessas taxas atende diferentes requisitos. Nos casos em que o objetivo do agente econômico seja garantir o valor nominal de um fluxo de caixa em determinada data futura, ou seja, em que seu horizonte de investimento seja claramente definido *a priori*, o título de desconto de emissão do Tesouro de igual prazo representa a alternativa de mínimo risco.

Entretanto, são pouco freqüentes na gestão financeira as situações em que o investidor é capaz de definir *a priori* e com precisão seu horizonte de aplicação em ativos de renda fixa. Ao longo do período de investimento inúmeras variáveis de difícil previsão podem forçá-lo a redefinir suas necessidades intertemporais de recursos líquidos. Nesta eventualidade ele é obrigado a estender o prazo da aplicação na data do vencimento ou a desfazer-se antecipadamente do título pelo preço corrente de mercado. No primeiro caso ele se defronta com a incerteza quanto à taxa de reaplicação pelo período adicional. Já no segundo o investidor fica sujeito não apenas às oscilações de preço provocadas pela variabilidade da ETTJ (risco de mercado), mas também a mudanças nas condições de negociabilidade do instrumento (risco de liquidez ou *marketability risk*). A impossibilidade de definir prazos de carregamento precisos faz com que os riscos de liquidez e de mercado tornem-se relevantes para a maioria dos investidores, introduzindo potencialmente prêmios de risco na estrutura temporal de taxas de juros.

Mesmo no mercado de *Treasuries* os títulos são negociados com diferentes graus de liquidez. Emissões chamadas *on-the-run*, as mais recentes nas maturidades padronizadas, são mais ativamente transacionadas e cotadas com menor diferencial entre preços de compra e venda (*bid-ask spread*) que as emissões *off-the-run*. Assim como discutido no subitem 2.4.3, instrumentos de maior liquidez tendem a ser negociados com menor rendimento esperado. Na prática a ETTJ construída apenas com a série de *on-the-run Treasuries* é efetivamente inferior à curva extraída de todos os títulos do Tesouro disponíveis. Ela representa, portanto, o conjunto de taxas de juros nominais de mínimo risco de crédito e de liquidez.

O risco de mercado abordado no subitem 2.4.3, por sua vez, induz investidores com horizonte temporal altamente incerto a preferirem instrumentos de renda fixa de curto prazo. Para esta categoria de investidores a taxa de juros livre de todos os riscos financeiros (crédito, liquidez e mercado) seria a rentabilidade de *Treasuries* com prazo de um dia. Mas como não existe uma série de títulos com vencimento a cada dia útil, Hull [1995] sugere que o rendimento de operações compromissadas (*repurchase agreements*) com prazo de um dia (*overnight repo rate*) seria equivalente a esta taxa.

Fabozzi [2000] apresenta as operações compromissadas como contratos nos quais a parte que possui um título negocia sua venda a vista e se compromete a recomprá-lo a um preço superior, pré estabelecido, em determinada data futura. A compromissada equivale a um empréstimo colateralizado, e a relação entre os fluxos de caixa a vista e a termo estabelece a taxa de juros da transação (repo rate). Esta operação é possível mesmo para alguém que não possua o título, desde que seja possível tomá-lo por empréstimo pelo prazo do compromisso. Caso estruturada com margem (repo margin), isto é com Treasuries em quantidade superior ao valor monetário transacionado, a transação é praticamente isenta de risco de crédito. O segmento de operações compromissadas com prazo de um dia (overnight repo) é o que apresenta maior liquidez, possibilitando aplicação com risco de crédito quase nulo e captação praticamente à mesma taxa de aplicação. Por se tratar de operação com garantia, seu custo tende a ser inferior inclusive à taxa de curtíssimo prazo do mercado interbancário (federal funds rate).

Deve-se considerar, finalmente, o risco decorrente da incerteza quanto às taxas de inflação futuras (ver subitem 2.4.2). Sharpe et alii [1999] salientam que os investidores estão interessados no poder de compra de seu patrimônio, e que a inflação inesperada pode produzir retorno

substancialmente diferente daquele antecipado no momento da aquisição de um título com remuneração nominal prefixada. Consequentemente, mesmo as rentabilidades de *Treasuries* tradicionais, aceitos na literatura internacional como *proxy* do ativo livre de riscos, incorporam prêmios proporcionais ao risco de poder de compra incorrido no período de referência.

A rigor, títulos efetivamente livres de risco deveriam assegurar retornos em termos reais e não nominais. Em 1997 foram introduzidos no mercado americano títulos do Tesouro com principal e juros indexados ao *Consumer Price Index* (CPI), oficialmente denominados *Treasury Inflation Indexed Securities*. Sharpe et alii [1999] consideram a titularidade sobre pagamentos individuais destacados destes instrumentos (*strips*) como os únicos investimentos efetivamente livres de riscos. Os autores salientam entretanto que um detalhista radical faria a ressalva de que é o emissor desses títulos (o governo dos Estados Unidos) quem controla a definição e o cálculo do CPI (fator que introduziria risco de indexador). Em algumas economias a demanda por esta classe de títulos é estimulada, por exemplo, pela possibilidade de expansão monetária para cobrir o deficit fiscal ou para viabilizar o pagamento da dívida pública.

3.1.1 A Estrutura Temporal de Taxa de Juros Baseada em Derivativos

Derivativos são instrumentos financeiros caracterizados por seus baixos riscos de crédito e de liquidez. Primeiramente por sua própria natureza, já que os direitos e obrigações contemplados nos contratos são usualmente liquidados por diferença (*net amount*). Mecanismos de garantia, tais como ajustes diários e depósitos de margem, reduzem ulteriormente estes riscos nos contratos negociados em bolsa. No caso de instrumentos de balcão tais riscos também podem ser mitigados pela especificação de colateral ou garantia prestada por terceiro e/ou inclusão de cláusulas contratuais adicionais (*triggers* estipulando ajustes esporádicos e *netting* de múltiplas operações por exemplo). Além disso, só existe exposição a risco de crédito em derivativos quando o valor de mercado do contrato torna-se positivo.

Os principais derivativos de taxas de juros do mercado internacional são os *Interest Rate Futures* (IRF), instrumentos de curto prazo negociados em bolsa, e os *Interest Rate Swaps* (IRS), de mais longo prazo e transacionados no balcão. Ambos representam compromisso para troca de fluxos de caixa em determinada moeda em datas futuras. Um dos estipulantes recebe juros prefixados sobre o valor de referência do contrato por determinado prazo e paga à contraparte juros

indexados a uma taxa flutuante especificada (usualmente a Libor relativa aos períodos de liquidação). Como são instrumentos de alta liquidez, suas cotações representam informações confiáveis e sinalizadores facilmente observáveis das reais condições de oferta e demanda no mercado de juros. Miller [1993] sugere que os menores custos operacionais (um quinto ou menos do custo em taxas, comissões e impacto no mercado) e os baixos riscos característicos dos mercados de derivativos financeiros estimulam a atividade de negociação, tornando-os a porta de entrada preferencial para novas informações sobre a economia, onde são agregadas e reveladas para todos na forma de novos preços de equilíbrio.

A partir das Libor de curto prazo e das séries de IRF e IRS com diferentes vencimentos pode-se construir, por técnica de *bootstrapping* como no caso dos títulos, a estrutura temporal de taxas de juros baseada em derivativos (às vezes denominada *swap zero curve*). Esta reflete, através de suas taxas a termo, as Libor futuras projetadas pelo mercado (*Libor forward rates*). Hull [2003] alerta que embora a curva seja freqüentemente chamada de ETTJ Libor (*Libor zero curve*), ela não representa os custos de captação no interbancário para prazos longos. A captação à taxa Libor de seis meses aliada à contratação de um IRS Pré x Libor de 6 meses com vencimento em dois anos, por exemplo, não assegura ao banco o custo pelo inteiro período do financiamento da mesma forma que a emissão de um título prefixado de dois anos de prazo e pagamento de juros semestrais garante. Isto porque no primeiro caso a instituição fica sujeita ao risco de renovação da operação interbancária de seis meses a cada semestre (*roll-over risk*). As duas alternativas seriam iguais somente se o banco tivesse certeza de poder continuar captando à Libor de 6 meses ao longo dos dois anos.

Da mesma forma, a combinação de um swap de juros com aplicações de curto prazo renovadas periodicamente é uma alternativa de menor risco para os investidores que o emprego de recursos pelo horizonte da taxa prefixada desejada. É fato estabelecido que os títulos de remuneração flutuante indexada à Libor (*Floating Rate Notes*) emitidos por bancos que normalmente captam recursos de curto prazo à taxa Libor rendem um *spread* (função do prazo da operação) acima dessa taxa referencial. Este diferencial representa o prêmio de risco exigido pelos investidores para renunciar ao direito de reavaliar, a cada revisão de taxa, a capacidade de pagamento do devedor bem como a própria disposição em renovar a imobilização dos recursos. Como os derivativos envolvem apenas a contratação de taxas, sem troca intertemporal de caixa, o menor risco de crédito (perdas potenciais por inadimplência) e de liquidez (associado à incerteza do

investidor, já discutida em 3.1, quanto às próprias necessidades de recursos líquidos ao longo do tempo) faz com que a ETTJ extraída de derivativos negociados no mercado interbancário seja inferior à ETTJ baseada em instrumentos de renda fixa emitidos pelas próprias instituições.

Esse mesmo argumento, desenvolvido para o mercado interbancário, pode ser estendido aos títulos do Tesouro. O investimento em *zero coupon Treasuries* para garantir certa taxa de rentabilidade exige o comprometimento de recursos líquidos pelo inteiro prazo de aplicação. Envolve, potencialmente, maior risco de liquidez que a aplicação e *roll-over* por prazos inferiores mais a contratação de um swap que assegure a remuneração prefixada pelo horizonte de carregamento desejado. A Tabela 3.1, elaborada com dados publicados por Levich [2001], apresenta cotações de *interest rate swaps* em dólares americanos fornecidas pela corretora americana Merrill Lynch em agosto de 1996. Swaps do tipo *Treasury bond versus Treasury bill* (representando permuta da rentabilidade de título do Tesouro de médio prazo pela rentabilidade da série de títulos do Tesouro de curto prazo) são efetivamente cotados na forma de desconto (*basis points under Treasury bond yields*) para todos os vencimentos entre dois e sete anos.

TABELA 3.1 Cotações de *U.S. Dollar Interest Rate Swaps* (07 de Agosto de 1996)

Maturity	Treasury Yield	Treasury vs. LIBOR		Treasury vs. T-Bills		Treasury vs. CP	
		Bid	Offer	Bid	Offer	Bid	Offer
2	5,94	18	20	-21	-16	12	16
3	6,12	19	21	-23	-18	13	17
4	6,20	24	26	-18	-13	18	22
5	6,28	27	29	-18	-13	20	24
7	6,32	33	35	-15	-10	26	30
10	6,53	35	37	NA	NA	NA	NA

Note: Quotes are in basis points over/under Treasury bond yields.

Source: Merrill Lynch Global Swap Desk

Pode-se argumentar que, para determinada maturidade, o investimento de mínimo risco seja aquele resultante da contratação de um swap desse prazo com ponta flutuante indexada à *Treasury bill* de 3 meses e da aplicação em *Treasury bill* de 3 meses com renovação a cada trimestre até o vencimento do swap. A ETTJ construída a partir das taxas prefixadas desta classe de swaps representa, efetivamente, o conjunto de rendimentos de mínimo risco da economia. Como no mercado de derivativos o risco de contraparte implica no alargamento das cotações (maior *bid-ask spread*), e não no enviesamento do preço de equilíbrio, é usual a utilização das cotações médias no processo de *bootstrapping*.

Embora a curva baseada em derivativos capture a maior parte das propriedades das taxas de juros dos instrumentos de renda fixa discutidos no capítulo 2 (como *inflation risk*), ela não apresenta os efeitos associados ao empréstimo de valores monetários. Seu uso é difundido na implementação de modelos para quantificação dos riscos de mercado, por exemplo, mas a ETTJ de *Treasuries* permanece como referencial de mínimo risco para tomada de decisão em situações que envolvem caixa, não apenas por tradição mas também por ser de imediata obtenção e fácil compreensão.

3.2 A Taxa de Juros Livre de Riscos no Brasil

A literatura internacional parece sugerir que a taxa livre de riscos de determinado país é expressa pela rentabilidade de mercado dos títulos emitidos pelo governo, teoricamente o emissor de menor risco de crédito da economia em razão de sua capacidade de tributar e/ou emitir moeda para pagar seus débitos. É fato estabelecido, entretanto, a presença do chamado prêmio de risco soberano (*sovereign risk*) no rendimento de títulos de países emergentes (*emerging countries*).

A dívida soberana (sovereign debt) de um país é constituída pelos compromissos financeiros de seu governo central. A probabilidade de pagamento dessa dívida deriva não apenas das incertezas quanto à capacidade econômica do devedor (economic risk), determinada por variáveis como crescimento econômico, equilíbrio fiscal, tamanho da dívida pública, etc., mas também da incerteza quanto à disposição dos governos (atual e futuros) em cumprir tais obrigações (political risk). É importante que se estabeleça a diferença entre dívida emitida em moeda nacional e em moeda estrangeira, pois segundo Fabozzi [2000] os eventos de inadimplência têm ocorrido com frequência bem maior na dívida em moeda estrangeira. As razões são normalmente a impossibilidade de gerar reservas através da tributação ou emissão de moeda (possíveis em moeda nacional) e a menor resistência política para se dar calote em "especuladores internacionais".

O rendimento de títulos soberanos emitidos no mercado internacional e denominados em dólares americanos é comumente medido em termos de uma taxa adicional acima da rentabilidade do Treasury de prazo equivalente, considerado livre de risco de inadimplência. Tal diferencial (spread) representa o prêmio exigido por investidores para assumir o maior risco relativamente ao do governo dos Estados Unidos da América, e é uma medida comumente utilizada na prática e na literatura financeira como indicativa do risco soberano. O mais conhecido indicador do chamado Risco Brasil é o índice Brazil EMBI+, atualizado diariamente pelo banco norte americano J.P.Morgan com base em uma cesta de títulos Brady e Global emitidos pelo Tesouro Nacional. Sua variabilidade temporal é ilustrada no Gráfico 3.1, que apresenta uma série histórica referente ao período janeiro/01 – maio/02.

Índice Diário Brazil EMBI+ (basis points over Treasuries) - (Jan/2001 a Mai/2002) 1.300 1.200 1.100 1.000 900 800 700 600 09/01 10/01 11/01 02/02 02/01 05/01 0/90 12/01 Fonte: Bloomberg / J.P.Morgan

GRÁFICO 3.1

Claessens e Embrechts [2002] salientam a diferença entre risco soberano (sovereign risk) e risco país (country risk), conceitos fortemente relacionados mas que dizem respeito a objetos distintos. Risco país é uma idéia mais abrangente que se reporta, para além do risco soberano, ao risco de inadimplência dos demais credores residentes em um país. Refere-se, portanto, a todos os ativos financeiros do país, e está associado a fatores que podem estar sob o controle do governo mas não sob o controle das empresas privadas ou dos indivíduos. Evidentemente os dois riscos estão intimamente ligados pois uma eventual moratória na dívida soberana tende a exercer impacto negativo sobre os demais fluxos de capital para o país, afetando também dívidas externas privadas.

A evidência empírica mostra que nenhuma entidade privada operando no Brasil consegue tomar no mercado internacional recursos livres (isto é, isentos das vinculações de destino usuais nas linhas de *trade finance*) com custo de captação inferior ao do Tesouro Nacional, a menos que os termos contratuais incluam cláusulas de opcionalidade em favor do investidor (tais como a possibilidade de reembolso antecipado ou conversibilidade em ações) ou garantias adicionais na forma de recebíveis em moeda forte como colateral, fiança prestada pela matriz estrangeira ou ainda seguro contra inadimplência contratado no exterior. Fraletti [1999] sugere que nem mesmo filiais brasileiras de bancos internacionais gozam desse privilégio.

Moreira e Rocha [2003] mostram que a consentida mobilidade dos fluxos de capitais e o regime de câmbio flutuante que vigora no Brasil desde 1999 possibilitam o funcionamento do mecanismo de arbitragem entre as taxas de juros externa e interna, submetendo a taxa de juros doméstica às flutuações do Risco Brasil (medido como o *spread over Treasury* do *Brazilian Capitalization Bond*, conhecido como *C-Bond*, título representativo dos demais títulos soberanos brasileiros em razão da dimensão e liquidez de seu mercado). A estrutura de juros em reais embute, portanto, prêmio pelo risco país (ilustração no Gráfico 3.2 a seguir). Generalizando, se a curva de *Treasuries* representa o referencial de mínimo risco para o mercado global, a rigor não existem taxas domésticas livres de riscos em países emergentes.

35% 30% Taxa Pré 12 meses (%a.a.) 25% 20% 15% C-Bond Spread (%a.a.) 10% 5% 10/04/02 26/06/02 11/09/02 27/11/02 12/02/03 30/04/03 16/07/03 01/10/03

GRÁFICO 3.2 Taxa em Real versus Risco Brasil - Dados semanais (Abr/2002 a Set/2003)

Quanto à aplicabilidade do CAPM a mercados de países emergentes, alguns autores questionam sua eficácia em razão das diferenças estruturais em relação a mercados mais evoluídos. Copeland, Koller e Murrin [1995] chegaram a sugerir outros modelos para determinação do

custo de capital em países como a China onde sequer existia mercado secundário para títulos públicos. Sanvicente e Minardi [1999], por outro lado, argumentam ser possível utilizar no Brasil o enfoque apresentado pelo renomado professor Aswath Damodaran na estimação do custo de capital por meio do CAPM, apesar dos problemas práticos discutidos no trabalho, e adotam o rendimento de títulos do governo brasileiro negociados no exterior como proxy para a taxa livre de risco. Damodaran [1999] critica, entretanto, o uso desses títulos na estimativa de tal parâmetro.

O prolongado período de elevada inflação sedimentou no Brasil, provavelmente por falta de alternativa adequada, a prática de avaliação de projetos em moeda forte (usualmente em dólar americano). Tal prática mostra-se inadequada sob o atual regime de taxas de câmbio flutuantes e imprevisíveis, bastante diferente do período anterior ao Plano Real quando as taxas de juros e de câmbio eram indexadas à inflação, bem como da fase em que vigorou o sistema de bandas de oscilação entre março de 1995 e janeiro de 1999 (ver ilustração no Gráfico 3.3). Como a grande maioria dos empreendimentos desenvolvidos no ambiente econômico brasileiro gera fluxos de caixa livres em reais, seria recomendável que se empregasse capital próprio expresso nesta moeda em seus financiamentos. Flutuações aleatórias na variável taxa de câmbio provocariam oscilações consideráveis no valor equivalente em dólares de fluxos de caixa em reais, introduzindo risco para o investidor referenciado em dólar. Para projetos que geram fluxos de caixa em real, portanto, a taxa de desconto relevante é o custo de oportunidade de operações em real.

Choques Diários (ln(St/E[St]) na Taxa de Câmbio R\$/US\$ (Jan/1992 a Mar/2003) 10% 6 % 4 % 2 % - 2 % - 4 % 10%

GRÁFICO 3.3

Ainda que o problema fosse a avaliação de projetos geradores de fluxos de caixa indexados ao dólar no mercado doméstico, o custo de oportunidade relevante na aplicação do modelo CAPM não seria o rendimento de títulos emitidos pelo Tesouro Nacional no mercado internacional (pagáveis em moeda forte no exterior). Mais adequado seria o emprego da rentabilidade de instrumentos indexados ao dólar emitidos pelo mesmo devedor no mercado doméstico (liquidados em reais), taxa conhecida como cupom cambial. Fraletti [1999] mostra que esta taxa doméstica incorpora prêmios adicionais em razão dos riscos de conversão e desvalorização. O Gráfico 3.4 a seguir ilustra a maior variabilidade da taxa doméstica em dólar.

40% 35% 30% 25% 20% C-Bond YTM (%a.a. 15% 10% 5% FRA de Cupom (%a.a.) 0% 10/04/02 26/06/02 11/09/02 27/11/02 12/02/03 30/04/03 16/07/03 01/10/03

GRÁFICO 3.4 Rendimento C-Bond versus Cupom Cambial - Dados semanais (Abr/2002 a Set/2003)

Seria desejável, portanto, poder empregar o CAPM na estimação do custo de capital em reais. Dada a influência do risco país na formação das taxas de juros domésticas (que incorporam prêmio sobre a dos *Treasuries*), seria mais apropriado substituir o conceito de taxa livre de riscos pelo de taxa de retorno de mínimo risco da economia. Esta taxa deveria atender, ainda assim, ao requisito do modelo discutido no item 3.1, isto é, apresentar covariância zero com a carteira de mercado local. O prêmio de risco da carteira de mercado previsto no CAPM seria evidentemente medido em relação a tal rendimento.

A literatura brasileira é quase omissa a respeito desse tema. Trabalhos empíricos que exigem a especificação de uma taxa livre de riscos em reais, entretanto, na maioria dos casos têm adotado a taxa de curtíssimo prazo (Selic ou CDI-over). O livro denominado "Finanças Aplicadas ao Brasil" organizado por Bonomo [2002], por exemplo, contém 18 artigos dos quais metade referese a aplicações que requerem esse referencial. Todos utilizam a taxa overnight, mais frequentemente entendida como a taxa Selic que a taxa CDI-over Cetip. Sanvicente, em particular, tem defendido o emprego do rendimento da Caderneta de Poupança não apenas na estimativa do custo de capital em reais via CAPM, mas também como *benchmark* na avaliação de desempenho de fundos de investimento de renda fixa comercializados no varejo.

O trabalho de Famá, Barros e Silveira [2002] é um dos poucos a atacar o problema diretamente, focando especificamente na identificação da taxa livre de riscos adequada para aplicações do CAPM no Brasil. Os autores testam três candidatas para a hipótese de que atendem à condição de beta igual a zero. Inicialmente avaliam o rendimento do *C-Bond* ao longo do período janeiro/97 - setembro/01 e rejeitam a hipótese ao encontrar beta, medido em relação ao Índice Bovespa, estatisticamente significante e com valor em torno de 0,30. De qualquer modo, a conclusão não é muito relevante pois se trata de rentabilidade em dólar.

Famá et alii [2002] testam também a taxa CDI-over Cetip e o rendimento da Caderneta de Poupança³ no mesmo período e concluem que ambos comportam-se de acordo com a definição teórica de taxa livre de riscos. Os betas calculados apresentaram valores desprezíveis nos dois casos (e estatisticamente não significante para a poupança). A especificação de múltiplas técnicas de estimação robusta revelou tendência de superestimação dos betas calculados pelo método de mínimos quadrados, mas não alterou as conclusões centrais. Os autores identificam uma aparente disfunção do mercado brasileiro: a existência de duas taxas com risco nulo mas com taxas de retorno médias consideravelmente diferentes (8,26% ao ano em poupança, instrumento isento de imposto de renda, e 18,28% ao ano em CDI após a tributação de 20% sobre o ganho bruto da aplicação). Isto possibilitaria às instituições bancárias de grande porte a realização de operações de arbitragem, representando violação de um dos preceitos fundamentais da moderna teoria de finanças e indício da propalada ineficiência dos mercados brasileiros.

Diversos fatores não considerados na análise, entretanto, tornam a captação via caderneta de poupança bem menos atrativa do que parece: 1) Custos operacionais – a poupança é um instrumento típico de varejo bancário (caracterizado por operações de pequeno volume e intensidade de gestão) e o CDI-over, operação de mercado interbancário, encontra-se no extremo oposto do espectro; a administração do crédito imobiliário associado à poupança (discutido a

.

 $^{^{\}rm 3}$ O Capítulo 5 contém maiores detalhes sobre este produto bancário.

seguir) é também extremamente burocrática e custosa. 2) Direcionamento do crédito bancário imposto pelas autoridades monetárias - parte considerável da captação em poupança deve ser recolhida junto ao Banco Central a título de depósito compulsório e remunerada à mesma taxa do passivo; outra parcela ainda maior deve ser obrigatoriamente aplicada no crédito imobiliário, ativo de remuneração controlada pelos reguladores e elevado risco de crédito (embora colateralizado pelo imóvel o sistema legal brasileiro torna o arresto extremamente oneroso, moroso e na maioria dos casos impossível). 3) Risco regulatório – particularmente problemático em carteiras de longo prazo de difícil ou impossível desmobilização; são exemplos as mudanças imprevisíveis nas regras de apuração da TR e a criação de mecanismos compensatórios mal concebidos (como o Fundo de Compensação de Variações Salariais FCVS que deu origem a créditos substanciais de difícil recuperação). 4) Descasamentos entre ativos e passivos – risco de mercado derivado do descasamento de indexadores entre a captação indexada à TR e a parcela livre aplicada à taxa interbancária (basis risk); impossibilidade de hedge do risco de mercado sobre a margem fixa de longo prazo da carteira imobiliária⁴; risco de liquidez associado ao enorme gap de maturidade (captação a vista versus aplicação por dez ou mais anos). A falta de empenho demonstrada pelas instituições financeiras na disputa por depósitos em poupança, e o efetivo abandono do segmento por instituições orientadas a resultado como o Citibank, atestam a baixa atratividade desse instrumento de captação bancária quando todos os custos e riscos envolvidos são considerados.

Ambientes econômicos estáveis como o dos EUA têm-se caracterizado por taxas de juros reais livres de riscos positivas, como discutido no subitem 2.4.2. Em condições de equilíbrio esta deveria ser claramente positiva em países como o Brasil, e o estudo apresentado no item 4.2 efetivamente confirma tal tendência. Dados apresentados no item 5.4 mostram, entretanto, que o rendimento real da poupança, cuja remuneração contratual não se forma livremente no mercado, tem sido sistematicamente negativo. Isto é possível somente para um instrumento essencialmente de varejo, que sobrevive graças à tradição, desinformação de investidores não sofisticados e baixa relevância da rentabilidade para pequenos volumes de aplicação. Mas isto vem mudando gradualmente, pois existem fundos de investimento acessíveis a esta classe de investidores que propiciam ganhos reais bem mais elevados.

-

⁴ Ver a propósito o Capítulo 5.

Ainda assim, os retornos da poupança encontram aplicação na indústria de fundos de investimento como referencial (*benchmark*) na avaliação de desempenho sob o argumento de que representam o custo de oportunidade para pequenos poupadores. Este é certamente um parâmetro conveniente para os administradores de recursos de terceiros pois valoriza seus resultados, já que as carteiras desses fundos são compostas predominantemente por títulos públicos federais e títulos privados de maior rentabilidade. Gestores do grande capital da economia, entretanto, certamente não encaram a caderneta de poupança como uma alternativa de aplicação.

Além do CDI-over e da poupança, existe pelo menos uma outra alternativa de "investimento" na economia brasileira com beta zero: manutenção do dinheiro em espécie (numerário ou *cash*). Além de apresentar variância zero e correlação zero com o índice de mercado, é líquido como nenhum outro e livre de riscos de mercado e inadimplência. Obviamente, tal ativo caracteriza-se não apenas como isento de riscos mas também de retorno. Uma das premissas da teoria financeira é que agentes econômicos racionais procuram maximizar sua função utilidade, e quando confrontados com a escolha entre investimentos de igual risco preferem aquele de maior retorno esperado. Este é o fundamento do princípio da dominância. Pode-se afirmar que apresentar beta nulo é uma condição necessária mas não suficiente para qualificar um instrumento como o ativo livre de riscos contemplado nos modelos financeiros. Uma segunda condição deve ser imposta: o investimento deve ser o de máximo rendimento dentre aqueles de mínimo risco.

Intermediários financeiros e investidores sofisticados desempenham o papel de formadores das taxas de equilíbrio da economia e estabelecem, através do mecanismo de oferta e demanda, a remuneração adequada para diferentes classes de investimentos. Tais agentes econômicos têm como custo de oportunidade marginal de curtíssimo prazo operações compromissadas (*repos*) lastreadas em títulos públicos ou em Certificados de Depósito Interbancário (CDI). Conforme Securato [1999], as operações com títulos públicos são custodiadas e liquidadas via SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) e as transações com títulos privados via CETIP (Central de Custódia e Liquidação Financeira de Títulos). Por esse motivo, a rentabilidade de operações compromissadas de um dia (*overnight repos*) com títulos públicos é conhecida como taxa Selic, e a das operações equivalentes com certificados de depósito como CDI-over Cetip. Como visto no item 3.1, esta modalidade de operação apresenta riscos de crédito, mercado e

liquidez próximos a zero. Adicionalmente, possibilitam a essa classe de investidores captar e aplicar com agilidade montantes consideráveis praticamente à mesma taxa, tal como suposto na maioria dos modelos financeiros.

A meta para a taxa Selic, estabelecida pelo Comitê de Política Econômica (COPOM) do Banco Central do Brasil (BaCen), representa o custo do dinheiro para operações de liquidez realizadas pela autoridade monetária com o sistema financeiro. Como as instituições financeiras podem operar alternativamente entre si e com o BaCen, para evitar arbitragem a taxa CDI-over tende a convergir para a taxa Selic.

Paradoxalmente, a taxa Cetip há muito vem se mantendo abaixo da taxa Selic (0,05%a.a. a 0,10%a.a. em média nos últimos dois anos), apesar da ausência de colateral. Tal fenômeno deve estar associado à diferença de liquidez entre esses mercados. Enquanto o volume diário de operações *overnight* Selic girava em torno de R\$ 120 bilhões em 2003, o mercado interbancário atingia o inexpressivo volume R\$ 1 bilhão ao dia (na definição "extra grupo") depois de definhar continuamente por vinte anos (tendência acentuada pela crise do sistema financeiro de meados dos anos 90 e pela consolidação do mercado bancário através de fusões e aquisições). O diferencial entre taxas certamente favorece os bancos (com quantidades expressivas de ativos indexados à taxa Selic, na forma de títulos públicos federais, e captação em certificados de depósito indexados à taxa CDI-Cetip) e os gestores de recursos de terceiros (que investem principalmente em títulos públicos indexados à taxa Selic mas são avaliados pelo *benchmark* CDI-Cetip). Como é significativa a quantidade de operações de renda fixa e de derivativos indexadas à taxa CDI-over Cetip, o BaCen tem exercido seu poder de persuasão moral para evitar manipulações e manter os dois mercados suficientemente alinhados.

Brito e Taciro [2002] apresentam evidência empírica para demonstrar que, contrariamente à prática de mercado, estas taxas não devem ser tratadas como alternativas. Entretanto, boa parte das diferenças apontadas pelos autores seria eliminada pela comparação da taxa CDI-over com a taxa Selic do dia útil sucessivo, e não entre taxas registradas na mesma data. Operações Selic são liquidadas financeiramente no próprio dia da negociação (d₀ ou reserva), e durante o período de estudo as operações Cetip eram liquidadas no dia seguinte (d₁ ou adm). Como bem mostra Securato [1999], a taxa Cetip representava a expectativa do mercado para a taxa Selic do dia seguinte. Desde a introdução do Sistema de Pagamentos Brasileiro (SPB) em 22 de abril de

2002, entretanto, operações Cetip são também liquidadas na mesmo dia (d_0) . Para a maioria das finalidades na prática financeira as taxas Selic e CDI-over podem sim ser consideradas substitutas.

Ainda que a taxa *overnight* seja a melhor representação da taxa livre de riscos no curtíssimo prazo e a mais freqüentemente empregada por pesquisadores brasileiros, ela não atende ao requisito de prazo exigido em determinadas aplicações financeiras discutidas no item 3.1. Seu uso tem sido inadequadamente estendido, em diversas práticas gerenciais bancárias e em alguns trabalhos acadêmicos, a situações que requerem uma taxa prefixada de período, tais como a precificação de opções e outros derivativos. Necessita-se, portanto, da especificação de uma estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ) livre de riscos em reais.

A primeira possibilidade explorada é a solução usualmente apontada na literatura internacional, isto é, a construção de uma ETTJ tomando-se por referência rendimentos de Títulos Públicos Federais (TPF). Uma restrição determinante é a baixa participação de títulos prefixados na composição da dívida pública, como mostram os dados apresentados no item 1.1, bem como a limitação de prazos de vencimento (particularmente em períodos de crise financeira). Ademais, ao contrário da prática em mercados estrangeiros desenvolvidos, no Brasil os TPF são usualmente "encarteirados" (isto é, adquiridos na emissão e mantidos em carteira pelos investidores até o vencimento).

Enquanto os *Treasuries* desfrutam de altíssimo grau de negociabilidade, o mercado secundário de títulos públicos brasileiros caracteriza-se pela baixa liquidez. Menos de 30% do volume diário, que gira em torno de apenas R\$ 12 bilhões, envolvem títulos prefixados (essencialmente Letras do Tesouro Nacional ou LTN). A insuficiência ou má qualidade dos preços de TPF inviabiliza a elaboração de uma ETTJ balizadora para precificação de outros instrumentos financeiros.

Além disso, não se pode afirmar que os títulos públicos federais sejam instrumentos livres de risco de crédito e liquidez. Considere-se a propósito o comportamento recente das Letras Financeiras do Tesouro (LFT), instrumentos indexados à taxa Selic com maturidades que podem superar cinco anos e que representam atualmente a maior parcela da dívida pública brasileira. Caso não estivessem sujeitas a qualquer tipo de risco seriam emitidas e negociadas "ao par", isto

é, com rendimento idêntico à alternativa de aplicação e renovação diária em operações compromissadas de um dia lastreadas em títulos públicos. Como visto no subitem 3.1.1, entretanto, mesmo nos segmentos de *Treasuries* e *Eurobonds* há um pequeno prêmio no rendimento de títulos longos relativamente à sucessão de operações de curto prazo (ver Tabela 3.1). Essa também foi, tradicionalmente, a realidade no Brasil.

Até o primeiro semestre de 2001 as LFT foram negociadas com pequeno deságio, mas a partir do final daquele ano o rendimento desses títulos já incorporava *spreads* nitidamente crescentes em função do prazo. A Figura 3.1 abaixo ilustra a evolução da estrutura temporal de *spreads* no período de crise que antecedeu as eleições de 2002 para a sucessão presidencial. A variabilidade dessa sobretaxa parece indicar a existência de prêmios de risco na formação do preço.

ET Média Mensal do Spread sobre a Selic (%a.a.) nas LFT (Abr/2001 a Out/2002) 2,5% Outubro 2002 2,0% **Julho 2002** 1,5% 1,0% Abril 2002 0.5% Outubro 2001 **Abril 2001** 0,0% 31/12/02 31/12/03 31/12/04 31/12/05 31/12/06 31/12/07 31/12/08 Vencimento

FIGURA 3.1 ET Média Mensal do *Spread* sobre a Selic (%a.a.) nas LFT (Abr/2001 a Out/2002)

Uma corrente de observadores do mercado financeiro argumenta que turbulências provocadas por uma série de eventos exógenos foram responsáveis pela desestabilização do mercado de LFT. O desequilíbrio entre oferta e demanda é atribuído, além de a influências negativas oriundas do ambiente internacional, à falta de habilidade do Banco Central em vários episódios. Destacam-se as operações casadas de venda de LFT e swaps cambiais em substituição aos títulos indexados ao dólar americano (NTN-D), a inoportuna introdução da Instrução CVM número 365 exigindo a marcação a mercado dos ativos em fundos de investimento a partir de 31/Mai/02 e a prática punitiva (com início em 04/Jun/02) de operar a taxas substancialmente abaixo da Selic nos leilões de captação via operações compromissadas. A crise de confiança desencadeada pela

autoridade monetária teria despertado nos investidores a percepção de risco em relação aos títulos públicos federais.

A visão alternativa mais plausível é que tais episódios foram consequência e não causa da aversão aos TPF, ainda que possa ser atribuída ao BaCen certa parcela de responsabilidade pelo estresse gerado. O movimento generalizado de venda foi manifestação natural da incerteza provocada pela mudança de governo, especialmente em razão de alguns candidatos à presidência terem pregado a renegociação ou a moratória da dívida pública. A possibilidade de inadimplência era real, e o Tesouro Nacional efetivamente deixou de colocar, em 2002, dezenas de bilhões de reais em títulos nos mercados interno e externo.

Qualquer que tenha sido a razão para a aversão aos TPF manifestada em 2002, ficou claro que investidores em instrumentos da dívida pública brasileira estão sujeitos a riscos de crédito e de liquidez, embora seja difícil isolar os efeitos da percepção do mercado quanto à possibilidade de moratória (isto é, dilatação dos prazos de pagamento) da reduzida negociabilidade dos papéis em razão da pressão de venda exercida por investidores antecipando-se à provável inadimplência.

O coeficiente beta de uma LFT longa de elevada liquidez também não permite qualificá-la como ativo livre de riscos segundo a definição do CAPM. A equação de regressão apresentada abaixo foi estimada pela aplicação do método dos mínimos quadrados ordinários às séries de 253 retornos diários extraídas das cotações da LFT vencimento 19/Jul/2006 (expectativa Andima) e do Índice Bovespa (fechamento) relativas ao ano 2002. Embora o coeficiente de determinação r² da regressão seja de apenas 0,034 o coeficiente beta mostra-se estatisticamente significante ao nível de 1%.

Retorno [LFT 19/Jul/06] =
$$0,000506 + \text{Retorno}$$
 [Ibovespa] * $0,021656$ (estatística t = $3,38$) (estatística t = $2,98$)

Quanto às Letras do Tesouro Nacional (LTN), assim como nas crises precedentes deixaram de ser emitidas e negociadas por serem instrumentos prefixados. Para evitar arbitragem, entretanto, o rendimento de uma LTN de determinado prazo deve convergir para a rentabilidade de mercado da posição sintética equivalente envolvendo aquisição de LFT de mesma maturidade e contratação de swap CDI-Pré de igual vencimento, desde que o risco de base derivado do descasamento entre a taxa Selic que indexa o título e o CDI-over que corrige a ponta pós do

derivativo seja desprezível. Tal estrutura incorpora, assim como a própria LTN, uma componente caixa sujeita aos riscos de crédito e liquidez inerentes aos TPF (LFT) e uma componente taxa prefixada de período (ponta pré do swap).

O fenômeno da depreciação das LFT deveria, portanto, ser observado também em outros títulos do mesmo emissor. Seria de se esperar que o rendimento prefixado de uma LTN qualquer fosse superior à taxa do swap de mesmo prazo enquanto as LFT fossem cotadas com deságio. Embora as ETTJ estimadas com base em títulos públicos federais e as ETTJ baseadas em derivativos (DI futuro e swap CDI-Pré) tenham praticamente coincidido em períodos de tranquilidade, a Figura 3.2 abaixo (construída a partir dos preços de LTN mais negociadas) mostra "descolamento" expressivo entre as curvas durante a crise de 2002, e que o diferencial aumenta com a maturidade. O mesmo pode ser dito das curvas de juros em dólar doméstico extraídas de TPF cambiais (NTN-D) e de derivativos de câmbio (dólar futuro, FRA de cupom e swap CDI-Dólar).

30% Fechamento 12/Ago/2002 (%a.a.) 28% 26% ETTJ LTN ETTJ Derivativos 24% 22.9/ 20% Prazo (dias úteis) 18% 22 43 64 85 106 127 148 169 190 211 232 34% Fechamento 11/Out/2002 (%a.a.) 32% 30% 28% **ETTJ LTN** 26% ETTJ Derivativos 24% 22% 20% Prazo (dias úteis) 18% 106 127 22 43 64 85 148 169 190 211 232

FIGURA 3.2 ETTJ Baseada em LTN e ETTJ Baseada em Derivativos (Ago/2002 e Out/2002)

Assim como não é possível a estimação da ETTJ balizadora com base no rendimento dos TPF, tampouco é viável no Brasil a implementação da solução usualmente empregada por bancos no mercado internacional, isto é, a construção dessa ETTJ tomando-se por referência as taxas de juros do mercado interbancário. Operações interbancárias a taxas prefixadas não são usuais no país, consequentemente não existe referencial equivalente à Libor. Bancos domésticos

tipicamente captam recursos em reais através da emissão de certificados de depósito indexados à taxa CDI-over e de operações compromissadas (Selic ou Cetip), e caso desejem fixar o custo de captação por determinado período recorrem a instrumentos derivativos (contrato DI Futuro na BM&F ou swap CDI-Pré interbancário).

O mercado financeiro brasileiro é marcado pela escassez de instrumentos de renda fixa prefixados. A prática da conversão de instrumentos e carteiras pós-fixados em pré e vice-versa mediante o emprego de derivativos é uma de suas principais peculiaridades. Graças à facilidade oferecida para assunção de posições ativas ou passivas com baixo risco de crédito e liquidez, o mercado de derivativos é mais completo e configura-se como a porta de entrada para novas informações e formação dos preços de equilíbrio. A facilidade de observação das negociações possibilita aos profissionais de finanças a extração, com rapidez e a baixo custo, de uma ETTJ baseada nos derivativos. De fato, tem sido prática no Brasil há anos a utilização dessa curva para precificação de todas as outras operações financeiras, inclusive para formulação de ofertas de compra em leilões do mercado primário de TPF, situação inversa à dos Estados Unidos.

Pode-se concluir do exposto que a ETTJ em reais de mínimo risco é dada pelas taxas implícitas nos derivativos. Embora operações com esses instrumentos incorporem a componente taxa das transações financeiras, não envolvem inversão de caixa. A aplicação financeira de mínimo risco a taxa prefixada em reais por determinado período consiste, por conseguinte, na combinação de operação com derivativo (DI futuro ou swap CDI-Pré) pelo prazo desejado e investimento dos recursos monetários líquidos em operação compromissada *over* renovada diariamente até o vencimento (como visto no item 3.1 a taxa do *overnight repo* é aquela livre de riscos de crédito e liquidez). Como os derivativos do mercado brasileiro possuem ponta pós-fixada indexada ao CDI-over, a rigor a compromissada adequada seria a Cetip.

A ETTJ ancorada no CDI-over e apoiada nas taxas de instrumentos derivativos de diferentes prazos sinaliza, portanto, o conjunto de taxas prefixadas de mínimo risco da economia brasileira, tal como nos mercados internacionais onde a operação colateralizada de curto prazo conjugada com *interest rate swap* de período representa a aplicação de risco mínimo para determinado prazo (ver subitem 3.1.1). Deve-se ressaltar, todavia, que instrumentos de renda fixa com riscos adicionais (como inclusive os TPF ocasionalmente) não devem ser precificados diretamente por esta curva.

Nas situações da gestão financeira em que a flexibilidade é primordial e o horizonte de aplicação indefinido, tais como na atividade de *trading* em tesourarias de bancos e na alocação ativa de recursos (*asset allocation*), a taxa *overnight* representa um referencial apropriado. Esta também é adequada na avaliação de Fundos Referenciados DI (que "objetivam seguir o mais próximo possível as variações do CDI/Selic"), com carteiras compostas predominantemente por LTF e títulos privados de primeira linha indexados ao CDI-Cetip. Já na apreciação de projetos de mais longo prazo (*valuation*) e na avaliação de desempenho dos Fundos RF, que teoricamente investem em títulos prefixados, o custo de oportunidade é dado pela taxa de período expressa na ETTJ Pré e a informação contida nessa curva deveria ser capturada no processo (ver no capítulo 4 as considerações acerca das expectativas e seu efeito na estrutura de taxas de juros nominais).

A Figura 3.3 a seguir mostra a variabilidade da ETTJ em reais ao longo de um período de apenas três meses no ano de 2003. Enquanto a Taxa Selic Meta do Banco Central permaneceu fixa em 26,50%a.a., a taxa prefixada de dois anos de mercado oscilou de 32,50%a.a. para 22,50%a.a. Os dados evidenciam o potencial erro de avaliação quando se generaliza a taxa *overnight* como custo de oportunidade livre de riscos para toda e qualquer aplicação da gestão financeira.

36% 34% Março 2003 32% 30% Abril 2003 28% 26% **Maio 2003** 24% **Junho 2003** 22% 360 420 60 120 180 240 480 540 300 600 660 $7\,2\,0$ Prazo (dias úteis)

FIGURA 3.3 ETTJ Baseada em Derivativos – Primeiro dia útil do mês (Março a Junho de 2003)

Deve-se considerar finalmente a incerteza quanto às taxas de inflação futuras, questão abordada no final do item 3.1 e ainda mais relevante no Brasil. A elevada taxa de juros real e o perfil da

dívida pública, caracterizado por instrumentos indexados à taxa de curto prazo e a índices de inflação, ressaltam a aversão ao risco inflacionário dos investidores do mercado nacional.

Além da prática anteriormente mencionada de avaliação de projetos em moeda forte, tem sido amplamente utilizada no Brasil a metodologia fundamentada no desconto de fluxos de caixa em reais estimados sob a premissa de ausência de inflação, ou seja, empregando-se valores em moeda constante. Neste caso o uso do CAPM exige especificação da taxa de juros real livre de riscos. Uma possível solução reside no emprego de análise histórica, como a apresentada no item 4.2. A impossibilidade de captura da estrutura a termo e a instabilidade temporal dessa taxa, entretanto, tornam precária a implementação dessa sistemática.

Uma alternativa mais robusta consiste na utilização de dados de mercado. Dada a carência de derivativos de índices de preços, os rendimentos de títulos públicos federais indexados a inflação representam a única solução para extração de uma curva de juros reais. A rentabilidade dos instrumentos financeiros atualizados pelo IGP-M, por exemplo, é dada pela correção dos valores monetários segundo o índice divulgado pela Fundação Getúlio Vargas e por uma remuneração adicional conhecida no mercado como "cupom de IGP-M". Esta representa a taxa de juros apropriada para desconto de fluxos de caixa futuros em reais indexados a esse índice.

As Notas do Tesouro Nacional - Série C (NTN-C) são títulos públicos indexados ao IGP-M emitidos em quantidades e prazos consideráveis. Embora não exista mercado ativo e líquido para esta classe de ativos, a Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro (ANDIMA) coleta e divulga diariamente cotações indicativas fornecidas por seus associados. A Tabela 3.2, capturada no sítio www.andima.com.br, refere-se ao dia 04 de setembro de 2003 e mostra o perfil ligeiramente descendente da estrutura temporal do cupom de IGP-M para maturidades entre aproximadamente dois anos (10,67%a.a.) e vinte e sete anos (9,92%a.a.).

TABELA 3.2 ANDIMA Mercado Secundário – Cotações de NTN-C (04 de Setembro de 2003)

Títulos Públicos Federais 04/Set/2003							
Papel IGP-M	NTN-C - Taxa (% a.a.)/252						
Código SELIC	Data Base/Emissão	Data de Vencimento	Tx. Máxima	Tx. Mínima	Tx. Indicativas	PU	Desvio Padrão
770100	01/07/00	01/07/05			10,6714	1.463,570394	0,32
771826	01/07/00	01/07/05			10,6714	1.463,570394	0,32
770100	01/07/00	01/12/05	10,5300	10,3900	10,5466	1.451,562856	0,31
772555	03/12/99	01/12/06			10,6659	1.465,683834	0,32
770100	01/07/00	01/04/08	10,2825	10,1575	10,2872	1.371,417340	0,26
770100	01/07/00	01/03/11			10,1622	1.239,346913	0,20
770100	01/07/00	01/07/17			9,9544	1.133,242065	0,17
770100	01/07/00	01/04/21			9,9032	1.112,320620	0,17
770100	01/07/00	01/01/31	9,8833	9,6500	9,9165	1.893,060468	0,16

Esta metodologia revela-se particularmente interessante na avaliação de negócios como, por exemplo, as concessões de serviço público rodoviário, de telefonia e de geração e distribuição de energia elétrica. Embora seus fluxos de caixa sejam gerados essencialmente em reais nominais, as tarifas são contratualmente corrigidas pelo IGP-M ou pelo IGP-DI.

CAPÍTULO 4

FORMAÇÃO DAS TAXAS DE JUROS PREFIXADAS NO BRASIL

A literatura que trata da formação das taxas de juros é uma das mais extensas da economia financeira. Dentre os temas abordados no capítulo 2 no contexto internacional, foram discutidas as principais teorias sobre a relação entre taxa de juros e maturidade do investimento, chamada estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ), bem como a teoria de Fisher que procura explicar as taxas nominais de remuneração do capital a partir de fatores econômicos reais e da taxa de inflação esperada durante o período. O presente capítulo trata da verificação empírica de duas importantes proposições sobre as taxas de juros prefixadas praticadas no mercado brasileiro:

- 1. A taxa de juros prefixada de curto prazo é um previsor não enviesado das taxas de juros de curtíssimo prazo em datas futuras (taxas pós-fixadas);
- 2. As taxas de juros nominais de curto prazo estão fortemente condicionadas à taxa de inflação esperada em seu período de vigência, e possibilitam a extração de projeções confiáveis a respeito de variações futuras nos índices de preços da economia

Diferentemente da maioria dos trabalhos anteriores sobre os temas, que visavam a possibilidade de formulação de políticas econômicas, os estudos têm por objetivo o entendimento dessa variável como custo de oportunidade para análise e decisão de investimento, assim como a identificação de peculiaridades locais e avaliação de seu impacto na aplicação de modelos de gestão financeira desenvolvidos no exterior. A implementação dos testes foi baseada na ETTJ livre de riscos brasileira definida no capítulo 3, isto é, no rendimento de instrumentos derivativos de renda fixa e na taxa *overnight* do mercado interbancário CDI-over Cetip.

4.1 Formação da Taxa de Juros Prefixada em Função de Taxas de Juros Pós-fixadas

O mercado monetário brasileiro caracteriza-se, por razões históricas já mencionadas no primeiro capítulo, pela relevância das operações com vigência de um dia (*overnight*) ou indexadas a parâmetros de taxa derivados de tais mercados (taxas Selic BaCen e CDI-over Cetip), e também pela inexistência de operações prefixadas de longo prazo tão comuns no cenário internacional. O

objetivo deste primeiro estudo é verificar a hipótese de que a taxa de juros prefixada de curto prazo é um previsor não enviesado das taxas CDI-over (taxas pós-fixadas) esperadas para o mesmo período.

Os testes cobrindo o período julho/91 - junho/03 não permitem rejeitar a hipótese nula, o mesmo ocorrendo com os dados relativos ao atual regime econômico (julho/99 a junho/03). Estratégias baseadas na captação de recursos monetários a taxas pós-fixadas e simultânea aplicação a taxa prefixada de período produzem resultados médios positivos que, apesar de estatisticamente não diferentes de zero, apresentam regularidades marcantes e significativas. Uma análise adicional menos formal reforça a presença de viés de alta, mas este poderia ser consistente com a teoria das expectativas puras pois a assimetria no processo gerador de retornos das taxas de curtíssimo prazo caracteriza um *peso problem*. Dadas as circunstâncias, a presença de prêmios de risco na ETTJ é teoricamente plausível, mas sua verificação exigiria estudos adicionais com séries de taxas homogêneas mais longas que as atualmente disponíveis.

4.1.1 Fundamentação Teórica e Metodologia de Teste

A relação entre taxas de curto e longo prazo tem sido objeto de intensa investigação na literatura econômico financeira. Sua implicação para a formulação de políticas monetárias é altamente relevante, pois as autoridades monetárias controlam efetivamente as taxas de curtíssimo prazo (*over*) mas acredita-se que a atividade econômica esteja mais intimamente relacionada às taxas de longo prazo. Na gestão financeira essa relação é importante sobretudo na modelagem e na análise de estratégias de investimento.

A Teoria das Expectativas, apresentada no subitem 2.4.1, afirma que a taxa de juros de prazo mais longo é dada pela composição das taxas de curto prazo esperadas no futuro mais um prêmio de risco, constante no tempo porém dependente da maturidade do investimento. Nesta hipótese, o formato da ETTJ é determinado exclusivamente pelas expectativas dos agentes econômicos e por uma estrutura de prêmios temporalmente invariante. A diferença entre os retornos esperados de duas estratégias de investimento em renda fixa iniciadas no mesmo instante e com igual horizonte, uma com rentabilidade fixada para todo o período e outra renovada periodicamente por prazos mais curtos, é constante e reflete o prêmio de risco apropriado para o prazo total da aplicação. No caso particular da Teoria das Expectativas Puras, tais retornos devem ser iguais.

Assumindo-se mercados eficientes, variações nas taxas de juros de longo prazo decorrerão exclusivamente de novas informações sobre as taxas futuras de curto prazo.

Uma das alternativas à teoria das expectativas conjectura que a ETTJ também pode flutuar em razão de variações nos retornos em excesso requeridos para carregar títulos longos. A aversão de investidores a variações imprevisíveis de preço (*price risk*) dá origem a uma estrutura crescente de prêmios em função da maturidade (*term premium*), pois instrumentos mais longos são mais sensíveis a dado choque nas taxas de juros (ver subitem 2.4.3). Os retornos em excesso oscilariam em decorrência de mudanças na aversão a risco dos agentes participantes do mercado, ou da maior volatilidade no mercado de renda fixa, possivelmente provocada por incerteza quanto à política monetária.

A maior parte dos testes empíricos para averiguar a validade da teoria das expectativas em mercados internacionais foi realizada na segunda metade da década de 80 e durante a década de 90. Os resultados obtidos foram bastante discordantes dependendo do país de aplicação, do segmento da estrutura temporal de taxas de juros examinado e da metodologia empregada. Apesar dessa vasta literatura, a evidência brasileira sobre o tema ainda é incipiente.

Tabak e Andrade [2003] refutaram a validade da teoria na maioria dos casos da estrutura temporal brasileira por eles estudados. Identificaram também na estrutura de juros forte indício de prêmios de risco temporalmente variáveis e diretamente relacionados ao diferencial entre taxas de juros em dólar no mercado doméstico e no mercado externo. Os resultados empíricos de Lima e Issler [2002] não foram conclusivos, e em linha com o verificado em outros países só permitiram aos autores admitir que não é possível rejeitar completamente a teoria para a ETTJ brasileira.

A validade desses dois estudos é depreciada, entretanto, pelo emprego de séries de taxas de swap CDI-Pré com prazos de até um ano e início em janeiro de 1995. É do conhecimento dos participantes mais experientes do mercado que até 1997 eram raras as operações de renda fixa prefixadas com maturidades iguais ou superiores a seis meses. Cotações anteriores ao final do ano de 1997, quando a BM&F implementou metodologia de coleta de preços homogênea e confiável, referem-se à média de operações de varejo registradas na BM&F e não consideram o impacto da ponta pós-fixada indexada a diferentes percentuais da taxa CDI-over Cetip. Grande

parte desses contratos estava associada a transações de "CDB swappado", com taxa prefixada definida ao acaso pois irrelevante para o objetivo final da operação estruturada. Ademais, a taxa pré era freqüentemente definida bem abaixo da taxa de mercado com o intuito de desfrutar da assimetria tributária entre rendimentos de renda fixa e de derivativos.

Em seu clássico estudo sobre o conteúdo informacional da estrutura temporal de taxas de juros, Fama [1984] trabalha com dados referentes à parte mais breve da ETTJ (empregando *Treasury bills* de um a seis meses de prazo no período 1959-1982). Além de confirmar a evidência anteriormente apontada por Fama [1976] e Startz [1982] de que taxas a termo contêm variações em retornos esperados sobre títulos multi-período, apresenta evidência de que taxas a termo também incorporam informações sobre taxas à vista no futuro. A capacidade de previsão do mercado (medida pelo número de meses no futuro com acerto) varia, porém, segundo a série temporal de preços analisada. A taxa a termo de um mês sempre possui poder de previsão, e no subperíodo mais remoto (1959-1969) chegou a alcançar o horizonte de cinco meses. É possível que outros fatores, possivelmente relacionados à maior incerteza vigente no mercado em períodos de crise (anos 70) relativamente à rotina (anos 60), expliquem tais diferenças.

Testes como o de Fama [1984], realizados em economias desenvolvidas onde operações de renda fixa de longo prazo são usuais, freqüentemente comparam taxas a termo (*forward*) com início em determinada data futura com a taxa à vista (*spot*) vigente naquela data para verificar o poder da informação contida na estrutura temporal de taxas de juros. A realização de testes similares no Brasil é limitada pela inexistência de séries temporais suficientemente longas e homogêneas de taxas para prazos superiores a três meses.

No contexto do mercado brasileiro os investidores podem optar livremente entre uma aplicação prefixada pelo período total de inversão desejado e outra com igual maturidade mas com remuneração indexada a taxas válidas por um dia útil (taxas over) observadas no período (operação pós-fixada). Na versão mais restritiva da hipótese das expectativas, a teoria das expectativas puras ou não enviesadas, o prêmio de risco é zero e as taxas de juros de longo prazo refletem, exclusivamente, as taxas de curto prazo esperadas no futuro. Caso essa teoria seja válida e o mercado eficiente, a ação dos agentes econômicos fará com que as taxas prefixadas se ajustem até que, no agregado, eles sejam indiferentes entre as duas alternativas. No longo prazo a rentabilidade dos dois tipos de investimento tenderá a ser a mesma.

Dada a relevância das taxas de curtíssimo prazo para o mercado brasileiro, o presente estudo procurou testar em que medida a taxa prefixada para determinado prazo reflete a expectativa do mercado sobre a sucessão de taxas CDI-over Cetip no decorrer daquele horizonte temporal. O Teste I segue a metodologia proposta por Fama [1976], e consiste no ajuste da equação 4.1 às séries temporais de dados históricos segundo o método dos mínimos quadrados.

$$(1+i)^{t} = a + b \times \prod_{j=1}^{du} (1+cdi_{j})^{1/252} + e$$
, onde: (4.1)

i = taxa de juros prefixada para o período t;

cdi_j = taxa de juros de um dia (CDI-over) na data j contida no período t;

du = número de dias úteis no período t (sendo t = du/252);

 $\Pi(1+cdi)^{1/252}$ = fator de capitalização do CDI-over acumulado no período t;

e = erro amostral.

Investidores não podem prever com exatidão as taxas pós-fixadas, pois são surpreendidos por eventos não antecipados, e a cada período existirá um erro de previsão aleatório (e). Fama [1976] invoca a hipótese das expectativas racionais para impor que o erro seja, na média, igual a zero. Caso a taxa prefixada seja um previsor não enviesado da taxa pós-fixada, o coeficiente angular (b) da regressão será igual a 1 e o termo constante (a) igual a zero.

Uma variante deste teste pode ser verificada mediante a transformação das variáveis (fatores de capitalização) em taxas contínuas expressas na forma diária, como na equação 4.2 abaixo. A relação elimina a correlação espúria em potencial, decorrente de variações síncronas no número de dias úteis em ambos os lados da equação 4.1.

$$i_c = \alpha + \beta \times cdi_c + \varepsilon$$
, onde: (4.2)

$$i_c = ln[(1+i)^t] / t$$

$$cdi_c = ln[\Pi(1+cdi)^{1/252}] / t$$

O Teste II procura replicar os resultados obtidos por um investidor que tivesse empregado a seguinte estratégia no início de cada mês do período de estudo: 1) aquisição de um título de desconto (*zero coupon*) prefixado e livre de riscos com maturidade du dias úteis e valor de face

R\$100.000 no vencimento; 2) captação do valor pago (PU = valor presente de R\$100.000) à taxa referencial interbancária *overnight* (CDI-over médio Cetip) e renovação diária do financiamento (*roll-over*) até o vencimento. O resultado final da assunção de posição ativa prefixada e passiva pós-fixada indexada ao CDI-over seria:

$$R_t = 100.000 - PU \times \prod_{j=1}^{du} (1 + cdi_j)^{1/252}$$
, onde: (4.3)

 R_t = resultado em R\$ da estratégia de captação pós e aplicação pré pelo prazo t = du/252.

Tal estratégia equivale, desconsiderando-se os ajustes diários, à venda no início do mês de um contrato DI futuro (compra de PU) com maturidade em du dias úteis e carregamento da posição até o vencimento. Se a taxa prefixada é um previsor não enviesado da taxa pós-fixada a repetição sucessiva da estratégia tenderá a produzir resultado acumulado nulo em período de observação suficientemente longo.

Deve-se salientar que os resultados dos testes especificados refletem a hipótese conjunta de ausência de viés na taxa de juros prefixada como previsora de taxas pós-fixadas e de eficiência do mercado conforme definição de Fama [1970].

Os Testes I e II foram implementados para séries de taxas observadas ao longo de doze (12) anos (julho/91 a junho/03) e períodos de vigência de um (1) mês. Dados relativos aos quatro (4) anos representativos do atual regime econômico (julho/99 a junho/03), contendo séries confiáveis de taxas prefixadas para maturidades de um (1), três (3) e seis (6) meses, foram utilizados para replicar o Teste II com taxas a vista (*spot*) e também para uma sua variante com taxas a termo de três (3) meses e vigência a partir do terceiro mês (*forward* 3-6).

Bekaert e Hodrick [2001] apontam três possíveis razões para que testes empíricos sobre as teorias das expectativas resultem estatisticamente não conclusivos: 1) erros sistemáticos de previsão por investidores irracionais e restrições à ação de agentes racionais que poderiam beneficiar-se dos desequilíbrios; 2) presença de prêmios de risco variáveis no tempo com omissão de variáveis explicativas nas metodologias de teste especificadas; 3) propriedades estatísticas fracas em amostras finitas.

4.1.2 Dados Utilizados

Praticamente todos os estudos realizados no exterior a respeito desse tema empregaram rendimento de título público ou remuneração de depósito interbancário como *proxy* para a taxa livre de riscos. Em conformidade com a definição de ETTJ livre de riscos para o mercado brasileiro proposta no item 3.2, foram utilizadas no presente estudo cotações de mercado de instrumentos derivativos como sinalizadoras das taxas prefixadas de período, e a taxa CDI-over como custo de oportunidade para investimento de um dia.

As taxas médias do CDI-over (no conceito extra-grupo) para cada dia útil contido no período julho/91–julho/03 foram capturadas no sítio internet da Cetip – Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos <www.cetip.com.br>. Os dados são disponibilizados na convenção taxa *over* (taxa efetiva diária x 30) até o final de 1997, e na convenção do Bacen (taxa anual composta por dias úteis na base 252) a partir do início de 1998.

O contrato futuro DI de 1 dia da Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F) fornece os preços de mercado mais representativos da taxa livre de riscos para prazo de um mês. Os PU de ajuste divulgados no primeiro dia útil de cada um dos 144 meses compreendidos entre julho de 1991 e junho de 2003 referentes ao primeiro vencimento - contrato com liquidação final no primeiro dia útil do mês sucessivo - foram extraídos do Sistema de Recuperação de Dados do sítio internet da BM&F <www.bmf.com.br>. Tais preços equivalem ao valor presente de R\$ 100.000, e embutem a taxa de juros prefixada para o mês da data de observação. O período selecionado é o mais longo para o qual existem dados de mercado homogêneos.

Para aprofundar a análise foram coletadas as cotações diárias dos swaps CDI-Pré com prazo de três (3) e seis (6) meses. Os dados, denominados Taxa Referência, foram fornecidos pela BM&F em planilha Excel. As séries têm início em dezembro de 1997 quando as taxas eram expressas em dias corridos na base 360, passando em 04 de setembro de 2000 à convenção dias úteis por 252. Como são instrumentos sem pagamentos intermediários, sua cotação (taxa prefixada negociada entre os contratantes) representa a taxa de juros a vista (*spot*) para maturidade em 3 e 6 meses.

Com base em tabelas de feriados, filtros e referências cruzadas, os dados foram depurados e dispostos em tabelas contendo também os números de dias corridos e dias úteis entre a data de observação e o vencimento da cotação.

4.1.3 Resultados Empíricos

Para implementação do Teste I a série histórica mensal de fatores de capitalização prefixados (1+i)^t da equação 4.1 apresentada no subitem 4.1.1 foi obtida por transformação dos PU de ajuste de contratos DI futuro primeiro vencimento segundo a relação:

$$(1+i)^{t} = 100.000 / PU$$
, onde:

PU = preço unitário de ajuste, no primeiro dia útil do mês, do contrato futuro DI de 1dia com vencimento no início do mês subsequente.

A partir da série diária de taxas CDI-over foram calculados os fatores de capitalizzação pósfixados $\Pi(1+cdi)$ correspondentes a cada um dos 144 fatores prefixados, respeitando-se o número de dias úteis em cada intervalo de observação. A seguir foram obtidas as taxas contínuas médias diárias i_c e cdi $_c$ definidas na equação 4.2.

As regressões referentes às equações 4.1 e 4.2 foram ajustadas com dados mensais relativos à amostra de doze anos (1991-2003) e cada um de quatro subperíodos de três anos: imediatamente antes da introdução do Real em julho de 1994, logo após esse evento (1994-1997) e ainda dois intervalos sucessivos mais recentes (1997-2000 e 2000-2003). As subamostras, embora mais curtas e estatisticamente menos robustas, podem revelar eventuais tendências.

A Tabela 4.1 a seguir resume os resultados para o Teste I. Para cada uma das dez regressões são apresentados o grau de liberdade (g.l.), as estimativas dos parâmetros a (α) e b (β) com suas estatísticas t (para as hipóteses nulas a (α) \neq 0 e b (β) \neq 1 respectivamente) e as estatísticas R². Em nenhum dos casos é possível rejeitar a hipótese de que a constante a (α) seja igual a zero e o coeficiente angular b (β) igual a um. Consequentemente, os testes não permitem refutar a validade da hipótese das expectativas puras no segmento mais breve da ETTJ brasileira, isto é, a

premissa de que a taxa prefixada de um mês é um previsor não enviesado das taxas CDI-over no período.

TABELA 4.1 Regressões Baseadas nas Equações 4.1 e 4.2 (Jul/1991 a Jun/2003)

	<u> </u>	g.l.	Constante		Coefic. Angular		Coefic.
Período	Varíavel Dependente		H_0 diferente de 0		H_0 diferente de 1		Determ.
			a (a)	t	b (β)	t	\mathbb{R}^2
Total	Fator (1+i) ^t	143	-0,0045	-0,96	1,0045	1,06	99,8%
91/03	Taxa contínua i _c	143	-0,0059	-1,56	1,0059	1,56	99,8%
Pré-Real 91/94	Fator (1+i) ^t	35	-0,0062	-0,18	1,0058	0,22	97,7%
	Taxa contínua i _c	35	-0,0214	-0,88	1,0212	0,88	98,1%
Real	Fator (1+i) ^t	35	-0,0175	-0,48	1,0169	0,48	96,1%
	Taxa contínua i _c	35	-0,0399	-1,26	1,0399	1,26	97,0%
Real 97/00	Fator (1+i) ^t	35	0,0372	0,57	0,9637	-0,57	87,0%
	Taxa contínua i _c	35	0,0068	0,10	0,9932	-0,10	87,2%
Real 00/03	Fator (1+i) ^t	35	0,0071	0,23	0,9932	-0,22	96,9%
	Taxa contínua i _c	35	0,0215	0,76	0,9785	-0,75	97,2%

Os resultados da estratégia relativa ao Teste II foram facilmente obtidos, conforme a equação 4.3 do subitem 4.1.1, a partir dos 144 PU de ajuste referentes aos contratos DI futuro primeiro vencimento e dos correspondentes fatores Π(1+cdi) pós-fixados anteriormente calculados para implementação do Teste I. O Gráfico 4.1, na página seguinte, ilustra a sucessão mensal de ganhos e perdas entre julho de 1991 e junho de 2003. A natureza deste estudo possibilita a inspeção visual dos resultados individuais e, através de uma análise menos formal porém mais intuitiva, a inferência de eventuais padrões de comportamento nas séries.

GRÁFICO 4.1 Resultados Mensais (R\$) – DI Futuro 1 Mês (Jul/1991 a Jun/2003)



A maior dispersão de resultados durante os quatro primeiros anos da amostra reflete a incerteza decorrente da elevada inflação e das freqüentes mudanças de política econômica no período. Os dados consolidados, apresentados na Tabela 4.2 a seguir, mostram ganho médio mensal de R\$33,20 durante os doze anos do estudo, valor equivalente a cerca de 0,03% da importância investida. Entretanto, devido à alta volatilidade dos resultados os testes t apresentados na terceira linha da tabela indicam que talvez os valores médios não sejam diferentes de zero na realidade. A conclusão é similar à do Teste I (regressões) e está alinhada com as principais constatações de Lima e Issler [2002]: não se pode rejeitar a hipótese de expectativas na formação das taxas de curto prazo brasileiras.

TABELA 4.2 Resultados Mensais (R\$) – DI Futuro 1 Mês (Jul/1991 a Jun/2003)

Estatísticas	Total 91/03	Pré-Real 91/94	Real 94/97	Real 97/00	Real 00/03
Média	33,2	94,7	(12,1)	23,6	26,5
Desvio Pad.	519,5	999,4	234,0	202,4	42,0
t (H ₀ =0)	0,06	0,09	(0,05)	0,12	0,63
Nº Negativos	47	16	16	8	7
Nº Positivos	97	20	20	28	29
Run Real	52	20	16	6	10
Run Esperado	72	18	18	18	18

As estatísticas adicionais apresentadas na Tabela 4.2 ressaltam, contudo, certas peculiaridades que aconselham aprofundamento da análise. Caso a formação de taxas prefixadas siga um *random walk* com componente determinística do retorno idêntica à expectativa das taxas pósfixadas acumuladas, o número esperado de resultados positivos da estratégia será

aproximadamente igual ao de resultados negativos, tal como observado nos dois subperíodos mais remotos. Ganhos três a quatro vezes mais freqüentes que perdas nos dois últimos triênios sugerem um processo gerador assimétrico das taxa de um mês na fase mais recente do estudo.

Para verificar a aleatoriedade dos resultados foram efetuados *run-tests*. A contagem de *runs* esperados representa o número teórico de vezes que uma sucessão de eventos aleatórios com média zero passa de positivo para negativo e vice-versa. Não se pode afirmar, portanto, que a sucessão de casos positivos na segunda metade da série em análise tenha sido gerada ao acaso. A formação das taxas de juros prefixadas de período parece condicionada a outras variáveis.

A existência de cotações confiáveis de swap CDI-Pré para prazos de três (3) e seis (6) meses desde o segundo semestre de 1997 possibilita o aprofundamento da análise no segmento temporal mais recente. Entretanto, para contornar o problema da correlação serial em séries mensais na aplicação do Teste I (duas aplicações de seis meses contratadas em meses sucessivos seriam financiadas por cinco meses às mesmas taxas CDI-over), o número de observações independentes torna-se insuficiente para garantir confiabilidade ao estudo. As taxas BM&F de três e seis meses descritas no subitem 4.1.2 podem ser utilizadas, contudo, para replicar a metodologia especificada no Teste II.

A seleção da uma amostra apropriada para o estudo deve levar em consideração uma importante quebra estrutural na série de taxas de juros em reais. O Gráfico 4.2 ilustra a evolução das taxas prefixadas de três meses ao longo dos oito anos compreendidos entre julho de 1995 e junho de 2003. Em função do quadro de incertezas que se seguiu ao colapso da âncora cambial no mês de janeiro, o primeiro semestre de 1999 foi marcado por fortes turbulências no mercado financeiro. Em junho daquele ano foi formalmente implantado um novo regime de política monetária pautado em metas para a inflação.





Nota-se que durante a vigência da política de bandas cambiais os impactos nas taxas de juros domésticas decorrentes de choques externos, provocados pelas crises da Ásia (1997) e da Rússia (1998), foram bem maiores que ao longo da grave crise financeira que antecedeu a sucessão presidencial (2002). Na atual conjuntura a amostra homogênea relevante para análise e apoio à tomada de decisão financeira é a que cobre os quatro anos com início após a consolidação do novo regime, o segmento à direita da linha vertical no Gráfico 4.2 com início em julho de 1999.

Duas novas estratégias de investimento, similares à proposta para o Teste II descrito em 4.1.1, permitem aprofundar a análise: 1) aquisição, no início de cada mês, de títulos de desconto com valor de face no vencimento igual a R\$100.000 e prazos de 3 e 6 meses; 2) captação dos valores desembolsados e rolagem diária à taxa interbancária CDI-over médio Cetip até a liquidação dos títulos. Elas equivalem (desconsiderando-se ajustes diários) à venda (compra de PU) de contratos DI futuro com maturidades em 3 e 6 meses, e carregamento das posições até os respectivos vencimentos. A equação 4.3 permanece válida para o cálculo dos resultados finais.

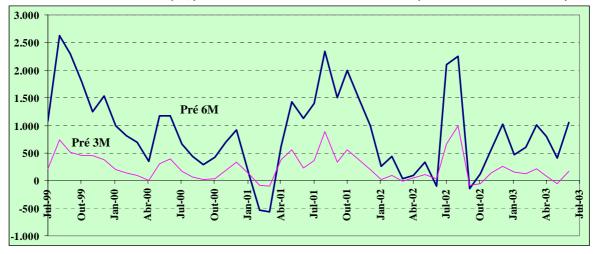
A Tabela 4.3 possibilita a comparação das estatísticas relativas aos resultados obtidos pela montagem simultânea de três posições, no início de cada um dos 48 meses entre julho de 1999 e junho de 2003, equivalentes à compra de PU dos DI futuros com maturidades 1, 3 e 6 meses. Apesar de todas as médias serem positivas, os testes t não autorizam a rejeição da hipótese que estes valores são na realidade iguais a zero.

TABELA 4.3 Resultados Mensais (R\$) – DI Futuro 1 Mês, 3 Meses e 6 Meses (Jul/1999 a Jun/2003)

Estatísticas	Ativo Pré 1 Mês vs. Passivo CDI	Ativo Pré 3 Meses vs. Passivo CDI	Ativo Pré 6 Meses vs. Passivo CDI	
Média	28,9	237,4	882,1	
Desvio Padrão	39,4	250,1	745,8	
t (H ₀ =0)	0,73	0,95	1,18	
Nº Negativos	9	7	4	
Nº Positivos	39	41	44	
Média Negativos	(11,3)	(55,9)	(340,2)	
Média Positivos	38,2	287,5	993,2	

É interessante notar, entretanto, que o ganho médio aumenta monotonicamente com o prazo, resultado consistente com a existência de prêmios de risco crescentes na ETTJ. Além disso, a proporção de observações positivas também aumenta no mesmo sentido, as médias de resultados positivos são sempre ao menos três vezes maiores que as correspondentes médias de valores negativos e os valores das estatísticas t aumentam com a maturidade da aplicação. O Gráfico 4.3 permite visualizar a seqüência de resultados mensais das estratégias com taxas prefixadas de 3 e 6 meses (os valores para um mês não foram incluídos em razão da escala da figura), e ressalta a persistência de ganhos em um período no qual as taxas de juros oscilaram consideravelmente, entre 15%a.a. e 28%a.a.

GRÁFICO 4.3 Resultados Mensais (R\$) – DI Futuro 3 Meses e 6 Meses (Jul/1999 a Jun/2003)



A Figura 4.1 apresenta a questão de um novo ângulo. O histograma mostra os resultados da aquisição de títulos de desconto com valor de face igual a R\$100.000 e financiamento à taxa

interbancária CDI-over pelos 6 meses de duração. A estratégia, repetida a cada um dos 1004 dias úteis compreendidos entre julho/99 e junho/03, equivale à contratação e carregamento até o vencimento de um swap CDI-Pré de 6 meses com ponta ativa prefixada e valor de referência igual a R\$100.000 descontados para a data inicial à taxa pré. A análise mostra que uma posição como esta, assumida aleatoriamente em qualquer dia útil daquele período, tinha 91,5% de probabilidade de produzir lucro.

12% 10% 8% 6% 4% 2% 0% 300 9 98 3.000 90 9 300 1.500 2.100

FIGURA 4.1 Resultados Diários (R\$) – Swap CDI-Pré 6 Meses (Jul/1999 a Jun/2003)

As taxas para 3 e 6 meses podem ainda ser utilizadas em mais duas variantes das estratégias de investimento anteriores, a serem renovadas no início de cada mês: 1) aquisição a termo, para liquidação financeira após três meses, de títulos de desconto com prazo de 3 meses e valor de face no vencimento (no início do sexto mês) igual a R\$100.000; 2) captação do valor desembolsado no terceiro mês (2a) à taxa a vista (*spot*) de 3 meses então vigente, ou (2b) rolagem diária por três meses à taxa interbancária CDI-over médio Cetip até o vencimento do título. Estas estratégias equivalem, inicialmente e desconsiderando-se os ajustes diários, à venda de contrato DI futuro (compra de PU) com prazo de 6 meses e compra simultânea de contrato DI futuro (venda de PU) com prazo de 3 meses em quantidades adequadamente ajustadas. No primeiro caso (2a) a posição no DI longo é revertida no início do terceiro mês, enquanto no segundo (2b) o DI longo é carregado até o vencimento. A equação 4.3, devidamente adaptada, resta válida para o cálculo dos resultados finais dessas estratégias.

Mediante estas estratégias é possível testar a hipótese de que a taxa *forward* implícita nas taxas de juros prefixadas de três e seis meses (*forward* 3M-6M) é previsora não enviesada da taxa de

juros a vista de três meses (*spot* 3M) vigente no terceiro mês, assim como das taxas de curtíssimo prazo (*over*) acumuladas no período de três meses futuro. Vale ressaltar o aspecto inovador da primeira estratégia, que confronta o objeto de teste (a taxa *forward*) não com taxas over, administradas pela autoridade monetária e sujeitas a retornos discretos, mas com outra variável estocástica determinada pelas forças de mercado (a taxa prefixada de período no futuro). O Gráfico 4.4 mostra que as taxas de juros *forward* 3M-6M situaram-se acima das taxas *spot* 3M com muita freqüência, e que quase sempre foram superiores às taxas do CDI-over acumuladas no futuro.

1axas (%a.a.) Forward 3M-oN1, Spot 3M e CD1 Acum. 5M (Jul/1999 a Juli/2003)

32%
26%
26%
23%
Spot 3M
CDI Acum.3M

14%

Jul-99

Out-99

Jan-00

Jul-00

Ont-00

Jan-01

GRÁFICO 4.4 Taxas (%a.a.) Forward 3M-6M, Spot 3M e CDI Acum. 3M (Jul/1999 a Jun/2003)

A Tabela 4.4 apresenta as estatísticas que confirmam os resultados médios positivos durante o período julho/99-junho/03. No caso de carregamento futuro às taxas *overnight* (coluna à direita), os valores médios são 50% maiores, e mais de 90% de seus resultados são positivos. Apesar da evidência contrária, mais uma vez os testes t não permitem rejeitar a hipótese nula.

Out-02

Jan-03

Jul-03

Jul-02

Jan-02

Out-01

Jul-01

TABELA 4.4 Resultados Mensais (R\$) – Fwd 3M-6M + Pré 3M ou + CDI 3M (Jul/1999 a Jun/2003)

Estatísticas	Ativo Pré Forward 3-6 Meses vs. Passivo Pré Spot 3 Meses	Ativo Pré Forward 3-6 Meses vs. Passivo CDI 3 Meses		
Média	426,3	644,2		
Desvio Padrão	604,8	531,7		
t (H ₀ =0)	0,70	1,21		
Nº Negativos	10	4		
Nº Positivos	38	44		
Média Negativos	(413,1)	(273,4)		
Média Positivos	647,2	727,6		

Deve-se notar também que a evidência de viés de alta é ainda mais forte nas taxas *forward* de três meses (*forward* 3M-6M) que nas taxas *spot* de três meses (*spot* 3M). O resultado médio da estratégia Ativo Pré Forward 3-6 Meses vs. Passivo CDI apresentada na coluna da direita da Tabela 4.4 (R\$644,20) é quase três vezes superior ao ganho médio da estratégia equivalente Ativo Pré 3 Meses vs. Passivo CDI exposta na coluna intermediária da Tabela 4.3 (R\$237,40).

4.1.4 Conclusões

Os elevados coeficientes de determinação R² das regressões que relacionam linearmente a taxa prefixada de período a uma única variável independente (ver Tabela 4.1), ressaltam a importância das expectativas na formação dessas taxas de juros. Embora os testes estatísticos convencionais não permitam rejeitar a hipótese de que ela seja a única variável relevante, o conjunto de evidências apresentado no subitem 4.1.3 sugere a existência de fatores adicionais nessa relação. Uma possível leitura dos fatos é que efetivamente existem prêmios de risco na estrutura temporal, embora sua identificação seja impedida por uma ou mais das causas apontadas por Bekaert e Hodrick [2001].

Dado o histórico de turbulências no mercado financeiro brasileiro, inclusive no recente ano de 2002, é razoável imaginar que os agentes econômicos tenham desenvolvido aversão a aplicações longas e prefixadas, particularmente em razão do risco inflacionário discutido no item 4.2. Ainda que a expectativa quanto às taxas over incorpore a evolução futura de variáveis macroeconômicas como inflação e desequilíbrios fiscal e cambial, a incerteza quanto a estes fatores pode induzir os investidores a exigir retorno adicional para carregar instrumentos com tais características.

As regularidades detectadas nas séries mais recentes de taxas (julho/99-junho/03) e a aparente possibilidade de se obterem ganhos extraordinários sistemáticos mediante estratégias elementares com contratos derivativos de taxas de juros, são consistentes com a idéia de prêmios crescentes decorrentes do risco de variações de preço (*price risk*), tal como preconizado em algumas teorias alternativas à hipótese das expectativas (ver subitens 2.4.1 e 4.1.1).

Uma análise menos formal do comportamento da estrutura temporal de taxas de juros confirma as evidências destacadas nos estudos anteriores. Desde 1999 tem sido freqüente a discordância entre previsões realizadas por formuladores da política econômica a respeito da trajetória da taxa Selic, habitualmente corroboradas por analistas da comunidade financeira, e as informações extraídas da ETTJ na forma de taxas *forward*. Não obstante as quedas sucessivas na taxa de referência do Banco Central e o quase consenso entre formadores de opinião que ulteriores cortes seguiriam, a Figura 4.2 revela que o segundo semestre de 2003 foi caracterizado por estruturas temporais persistentemente ascendentes nas maturidades mais distantes.

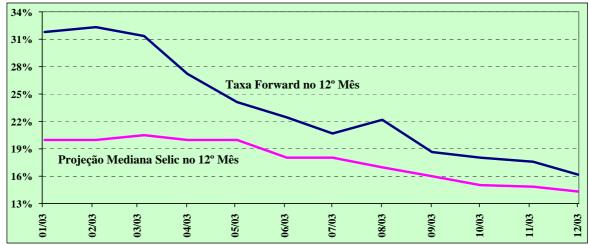
24% 23% 31 Julho 2003 22% 21% 20% 30 Setembro 2003 19% 18% 31 Dezembro 2003 17% 16% 15% 0 50 100 150 200 250 300 350 400 450 500 550 600 650 700 750 Prazo (dias úteis)

FIGURA 4.2 Exemplos de ETTJ (%a.a.) - (Segundo semestre de 2003)

A divergência entre projeções realizadas por agentes econômicos e taxas a termo de mercado pode ser formalizada em períodos mais recentes. Com o objetivo de obter subsídios para decisões de política monetária, o Banco Central coleta diariamente expectativas do mercado para a evolução das principais variáveis macroeconômicas brasileiras. A iniciativa (então denominada Pesquisa Focus) teve início em abril de 1999 e evoluiu gradualmente quanto às variáveis acompanhadas, freqüência de atualização e número de contribuintes (atualmente quase uma centena, incluindo bancos, *asset managers*, corretoras, consultorias e empresas não financeiras). Em novembro de 2001 foi criado o Sistema de Expectativas de Mercado (SEM) e as séries históricas de dados passaram a ser disponibilizadas no sítio internet do BaCen www.bcb.gov.br/expectativa.

O sistema dispõe de projeções para a taxa Selic ao final de cada um dos 14 meses subsequentes. O Gráfico 4.5 apresenta duas séries de taxas relativas ao primeiro dia útil de cada mês do ano 2003. A linha inferior representa a mediana das projeções SEM para a Selic ao final do 12º mês, e a superior a taxa *forward* extraída de dois contratos DI futuro com vencimentos adjacentes à data de referência para a previsão dos analistas.

GRÁFICO 4.5 Taxas (%a.a.) Selic Mediana SEM e *Forward* para o 12º Mês (Início dos meses de 2003)



Apesar de as metodologias estatísticas não terem confirmado a existência de viés de alta, as diferenças aparentes no gráfico reforçam a percepção de que outros fatores explicativos interferem na formação das taxas prefixadas. Atribuir o fenômeno a erros sistemáticos de previsão implicaria na rejeição da hipótese de eficiência dos mercados brasileiros de taxas de juros. As evidências sugerem a existência de prêmio de risco temporalmente variável na ETTJ. Pode-se especular, entretanto, que o comportamento seja devido, ao menos em parte, à assimetria da distribuição de probabilidade de retornos das taxas de juros.

Os *run-tests* apresentados na Tabela 4.2 sugerem a não normalidade dos resultados da estratégia especificada no Teste II. Repetindo-se o teste para os quatro anos mais recentes da amostra (julho/99-junho/03), com 24 *runs* esperados, verifica-se a realização de somente 12, e mesmo a série de valores centrados na própria média apresenta apenas 18 *runs* realizados. É possível que a não aleatoriedade seja devida ao processo formador das taxas de curtíssimo prazo.

Séries temporais da taxa CDI-over médio Cetip apresentam comportamento bem distante da normalidade preconizada no processo *random walk*. Os dados apresentados no Gráfico 4.6 a

seguir salientam o padrão característico da política monetária brasileira: elevações bruscas e repentinas da taxa over nas crises financeiras, seguidas por longos períodos de redução gradual. Os 1.754 retornos diários, calculados como ln[(1+cdi_t)/(1+cdi_{t-1})], referem-se aos sete anos compreendidos entre 01/Jul/96 (dias após as taxas de curtíssimo prazo terem finalmente se estabilizado abaixo dos 30%a.a.) e 30/Jun/03. Na data inicial a taxa Cetip era 23,25%a.a. e na final 25,68%a.a., tendo passado pelo mínimo de 14,99%a.a. em 14/Fev/01 (desconsiderando-se o valor anômalo de 13,69%a.a. em 04/Jun/02) e pelo máximo de 47,37%a.a. em 31/Out/97.

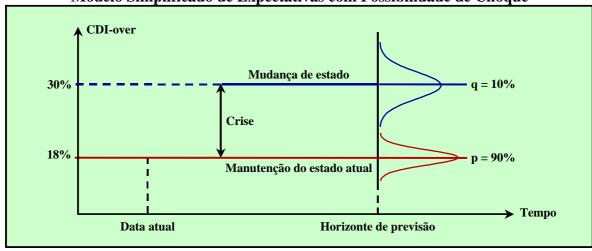
GRÁFICO 4.6 Retornos da Taxa CDI-over Médio Cetip (Jul/1996 a Jun/2003)

Essa visível assimetria de retornos pode ser quantificada. Enquanto o desvio padrão dos retornos contínuos da amostra foi 0,67%a.d., o semi-desvio padrão positivo (medida do resíduo médio dos 587 retornos positivos em relação à média) foi 1,04%a.d. e o semi-desvio padrão negativo apenas 0,36%a.d. (com 1167 eventos, ou 66,5% do total). Partindo-se de uma taxa inicial de 22,66%a.a. (média do período), um semi-desvio positivo representa elevação de 1,28%a.a. na taxa, e um semi-desvio negativo queda de 0,44%a.a.. As perdas financeiras provocadas por altas inesperadas e repentinas podem ser bem maiores, embora menos freqüentes, que os resultados decorrentes de movimentos de mercado no sentido oposto. Investidores racionais incorporarão a probabilidade de tais eventos na formação das próprias expectativas.

Suponha-se que em razão da experiência recente os agentes econômicos trabalhem com o modelo simplificado de expectativas a respeito de taxas over futuras ilustrado na Figura 4.3. Trata-se de um modelo binário de dois processos *random walk*. Existe 90% de probabilidade que o atual estado da economia se sustente, e neste caso a taxa *overnight* oscilará aleatoriamente em

torno dos atuais 18%a.a.. Por outro lado, há 10% de chance de um choque provocado por crise não previsível que conduza a economia a um novo estado de equilíbrio, e nesta hipótese a taxa de curtíssimo prazo oscilará em torno do patamar de 30%a.a. por algum tempo.

FIGURA 4.3 Modelo Simplificado de Expectativas com Possibilidade de Choque



Nestas circunstâncias, e sob a hipótese das expectativas puras, o valor de equilíbrio para a taxa a termo negociada na data atual para vigência no horizonte de previsão será 19,20 %a.a., ou seja:

Estado I (probabilidade 90%): E [Taxa over_I] = 18,00%a.a.

Estado II (probabilidade 10%): E [Taxa over_{II}] = 30,00%a.a.

Taxa over esperada: E [Taxa over] = 19,20%a.a. ($0,90 \times 18,00 + 0,10 \times 30,00$)

Chamado a emitir opinião sobre um único valor para a taxa over nesse horizonte temporal (e não sobre uma distribuição de probabilidade de valores), a resposta do analista racional será o valor mais provável de 18,00 %a.a., aquele com menor chance de erro. Apesar de a taxa mais baixa ser citada pela maioria dos analistas, enquanto houver possibilidade de choque a taxa prefixada a termo será sistematicamente mais alta. Novas informações, que alterem a percepção do mercado quanto à probabilidade de ocorrência e impacto da crise, farão o diferencial entre a taxa a termo e a expectativa SEM oscilar aleatoriamente. Ilustrando, caso no exemplo anterior seja de 20% a chance de ocorrência da crise que provoca choque de 12%a.a. na taxa over, a taxa de mercado se eleva para 20,40%a.a. sem que a mediana das previsões deixe de ser 18%a.a..

A argumentação teórica é consistente com a evidência empírica mostrada no Gráfico 4.5, no qual a série de projeções SEM permanece abaixo da série de taxas forward e o *spread* entre elas varia

no tempo. No início de 2003 por exemplo, quando eram muitas as incertezas quanto à política econômica do novo governo, o diferencial era significativo. Se a essência do modelo apresentado corresponde à realidade, pode-se afirmar que a taxa SEM não representa a expectativa dos agentes econômicos para a taxa over no futuro, mas apenas o valor mais provável de uma distribuição assimétrica de probabilidades. O verdadeiro valor esperado (E[Taxa over]) é superior ao indicador apurado pelo Banco Central, com possíveis implicações para as decisões de política monetária.

Sob as condições do modelo, caso a extensão da série finita de taxas em análise não seja suficientemente longa para que o evento esperado pouco provável (crise) tenha se concretizado, a evidência de viés de alta temporalmente variável nas taxas prefixadas pode ser consistente com a teoria das expectativas puras e com a hipótese de eficiência do mercado.

Os desvios observados nos resultados empíricos do presente estudo podem ser atribuídos, ao menos parcialmente, ao tipo de situação conhecido na literatura como *peso problem*, fenômeno batizado em alusão às esporádicas desvalorizações na taxa de câmbio do peso mexicano durante as décadas de 80 e 90. Ele surge quando os investidores antecipam uma mudança de estado no processo formador de preços que não se confirma no horizonte de análise. O *peso problem* se caracteriza por freqüências *ex post* de estados de uma amostra substancialmente diferentes de suas probabilidades *ex ante*. Nestas circunstâncias, os momentos amostrais calculados a partir de dados históricos não coincidem com os momentos populacionais utilizados por agentes racionais na tomada de decisão, e as inferências estatísticas são distorcidas por tais desvios.

A aparente possibilidade de ganhos sistemáticos com derivativos de taxas de juros é similar ao fenômeno identificado por Fraletti [1999] no mercado brasileiro de dólar futuro no período 1995-1997. Se existe possibilidade de descontinuidade no mercado a perda provocada por um salto discreto é quantificada pelos investidores, porém o viés evidenciado no preço não representa oportunidade de arbitragem. Este risco é similar em natureza aos riscos de crédito e liquidez, caracterizados por eventos adversos pouco freqüentes mas altamente significantes. Quando eventos catastróficos esporádicos são previstos e corretamente precificados pelo mercado mas não se materializam na prática, geram sérios problemas estatísticos se a amostragem não pode ser repetida ou estendida para incluir um número suficiente de cenários desastrosos.

A distribuição de retornos *ex ante* de ativos com tais características é tanto mais assimétrica quanto maior a probabilidade de crise e maior o choque esperado. Assim sendo, a distribuição probabilística de taxas varia continuamente à medida que novas informações induzem os agentes econômicos a rever suas expectativas. É de se esperar, portanto, que a incerteza quanto a esses fatores, frequência e significância dos cenários adversos, introduza prêmios de risco na ETTJ.

O nível necessário de prêmio nas taxas longas relativamente às taxas curtas esperadas no futuro para que se estabeleça equilíbrio no mercado é objeto de considerável debate na literatura internacional. Testes empíricos das teorias concorrentes sobre o comportamento dos prêmios temporais requerem, segundo Nelson [1979], a decomposição das taxas de juros longas em suas componentes atribuíveis às expectativas e a prêmios temporais. A mensuração do eventual prêmio de risco na ETTJ em reais exigiria a estimação de um valor esperado definido por distribuição assimétrica. A tarefa é dificultada sobremaneira pela não estacionariedade do processo gerador, decorrência da elevada variabilidade temporal da probabilidade e da significância do evento adverso implícitas no modelo.

A curta duração do atual regime dificulta o aprofundamento do estudo e a compreensão do comportamento dinâmico do prêmio de risco. Um caminho a ser futuramente trilhado é o da avaliação da relação de taxas de juros prefixadas em reais com o diferencial entre rendimentos de títulos do Tesouro Nacional denominados em dólar emitidos no mercado interno e no mercado externo, assim como com o *spread* entre as taxas domésticas em dólar implícitas nos derivativos (cupom cambial) e as taxas livres de risco do mercado internacional.

4.1.5 Conseqüências para a Gestão Financeira

O risco inerente ao uso de modelos matemáticos para avaliar instrumentos financeiros e implementar *hedge* de carteiras é conhecido na literatura moderna como Risco de Modelo. Quando eles são aplicados à negociação de instrumentos derivativos e à realização de complexas estruturas de arbitragem a questão torna-se ainda mais relevante. Em mercados pouco líquidos, usuais em países emergentes, a dependência de abstrações teóricas é ainda maior que onde o preço de ativos é facilmente observável. Crouhy, Galai e Mark [2001] salientam que o erro mais freqüente na formulação e implementação de modelos reside na má especificação do processo

estocástico de preços dos ativos. Ao receber o prêmio Nobel em Economia de 1997, Robert Merton ressaltou que os modelos financeiros não são apenas imprecisos quando aplicados ao mundo real, mas que sua exatidão varia consideravelmente no tempo e no espaço.

Modelos representam simplificações de uma realidade que se deseja descrever, e incorporam pressupostos adequados ao contexto para o qual foram desenvolvidos. Quando são aplicados em conjunturas diferentes o risco de modelo é potencializado. Os mercados financeiros emergentes distinguem-se dos similares mais evoluídos não apenas com relação às variáveis econômicas domésticas que influenciam os preços de ativos negociados, mas também quanto à estrutura de funcionamento. Conseqüentemente, é imperativo o conhecimento das premissas do modelo e o entendimento das peculiaridades locais antes de sua aplicação prática. A variável taxa de juros deveria ser objeto de especial atenção, visto que está presente em praticamente qualquer modelo financeiro.

Se taxas de juros prefixadas em reais efetivamente se comportam como sugerido no presente estudo, a aplicação no Brasil de modelos financeiros desenvolvidos no exterior, que descrevem a dinâmica dessa variável como um processo *random walk* ou equivalente, pode não ser apropriada em determinadas situações. Recomenda-se particular atenção em aplicações como as relacionadas na seguinte lista não exaustiva: precificação de opções de taxas de juros; implementação de metodologias paramétricas tipo *value at risk* (VaR) para quantificação de risco de mercado em renda fixa; estimação de volatilidade baseada em séries históricas; mensuração de exposição potencial ao risco de crédito em instrumentos derivativos; estudos empíricos que envolvam o preço de contratos futuros de câmbio, commodities ou ações cujo valor é sempre função da taxa prefixada de período.

Uma outra área de importância para o tema refere-se à análise e avaliação de investimentos. A existência de uma estrutura temporal de prêmios de risco na ETTJ de mercado altera o *trade-off* para alocação de recursos (*asset allocation*), e em particular a decisão de aplicação em instrumentos de renda fixa prefixados ou pós-fixados. Adicionalmente, se carteiras compostas por instrumentos prefixados assumem riscos adicionais e por eles são remuneradas, a ampla utilização do CDI-over acumulado como *benchmark* para avaliação de desempenho de qualquer tipo de carteira de renda fixa é no mínimo inadequado.

4.2 A Evolução Temporal da Taxa de Juros Real de Curto Prazo

A preferência de parcela significativa dos investidores brasileiros por instrumentos financeiros e fundos de renda fixa com rendimento pós-fixado, assim como o destaque dado pela imprensa jornalística às taxas de retorno reais dos vários tipos de investimento ao final de cada mês, denotam o efeito duradouro da cultura inflacionária. A crença de que as taxas de juros nominais de curto prazo são determinadas predominantemente pelo comportamento da inflação corrente parece bem enraizada. De fato, a evidência empírica produzida no período anterior ao Plano Real em geral confirma a existência de efeito Fisher no Brasil, ou seja a hipótese de que a taxa de juros real é constante e independe de mudanças na taxa de inflação esperada.

O objetivo desse estudo é analisar, em período mais recente, em que medida as taxas de juros nominais de curto prazo refletem expectativas dos agentes econômicos quanto a variações futuras em índices de preços da economia. A metodologia de teste consiste na verificação da estabilidade da taxa real de juros no período julho/91 - junho/03. A confirmação dessa hipótese possibilitaria a extração, a partir de determinada taxa de juro nominal facilmente observável, de uma projeção confiável a respeito da inflação futura. A variabilidade temporal observada nas taxas reais de juros *ex post* de curto prazo, entretanto, tem implicações negativas para a análise de investimentos.

4.2.1 Fundamentação Teórica e Metodologia de Teste

Irving Fisher [1930] sugeriu a hipótese de que a taxa de juros nominal ajusta-se, na proporção de um para um, a mudanças na taxa de inflação esperada. A literatura internacional que trata desse fenômeno, conhecido como efeito Fisher, é uma das mais extensas da economia moderna. A teoria subjacente e algumas metodologias aplicadas em testes empíricos realizados no exterior foram apresentadas no subitem 2.4.2. No Brasil, por outro lado, é reduzido o número de trabalhos sobre o tema. O primeiro foi o de Silveira [1973], que usou mínimos quadrados ordinários para regredir a equação de Fisher e obteve resultados que corroboram a relação. Seguiram-se três outros estudos semelhantes realizados por Meirelles [1974], Brito [1979] e Rocha [1988] que mostraram evidência de efeito Fisher significativo.

Garcia [1991] empregou metodologia baseada no estudo de Durlauf e Hall [1989], incorporando e reinterpretando todos os resultados obtidos anteriormente para o Brasil. Os testes com dados de rentabilidade dos certificados de depósito bancário (CDB) relativos ao intervalo temporal janeiro/73 - junho/90 mostram taxa de juros real *ex ante* aproximadamente constante, efeito imputado a uma política monetária passiva. A evidência empírica não permitiu a rejeição de existência do efeito Fisher no Brasil, embora outros fatores tenham influenciado as taxas de juros no período. O autor atribuiu a erros de projeção de inflação uma parcela substancial da enorme variação observada nas taxas de juros reais *ex post* daquele período.

Deve-se ressalvar, entretanto, que o período estudado por Garcia [1991] foi marcado por extrema instabilidade econômica, com inflação crescente, trocas de moeda corrente, controles de preços, políticas de contingenciamento dos ativos bancários e controle das taxas de juros. É muito provável que a elevada volatilidade da inflação tenha dominado os ajustes nas taxas de juros nominais. Além disso, pode-se questionar a robustez dos dados empregados pelo autor. Em um ambiente de extrema incerteza os instrumentos prefixados praticamente desapareceram do mercado de renda fixa, tornando pouco confiável a série de taxas de CDB coletada pelo Banco Central do Brasil apenas para efeito de auditoria. Finalmente, é lícito supor que durante o período de estudo tenha havido maior descolamento entre a inflação real (não observável) e a inflação medida pelos múltiplos índices de preços disponíveis. Seguindo-se a argumentação de Mishkin [1992] (ver subitem 2.4.2), pode-se especular que as relações observadas nos testes relativos ao período anterior ao Plano Real sejam espúrias e que de fato não haja efeito Fisher de curto prazo no Brasil.

O trabalho de Blumenschein [1994] seguiu uma metodologia heterodoxa e também identificou efeito Fisher significante. Ao contrário dos estudos tradicionais formulados em economias mais desenvolvidas, que costumam utilizar apenas dados de títulos públicos (considerados livres de riscos), o autor empregou uma diversidade de taxas de juros sujeitas a riscos de crédito e liquidez. Seus dados de inflação e taxa de juros padecem, portanto, dos mesmos problemas daqueles empregados por Garcia [1991]. O trabalho de Vale [2001] estimou a equação de Fisher com incerteza para o período janeiro/74 - setembro/00 e é menos conclusivo. Seus testes indicam a existência de um prêmio de risco na taxa de juros nominal advindo da covariância entre consumo e inflação.

Todos esses trabalhos empíricos indicam significância do efeito Fisher no Brasil, o que contrasta com a evidência internacional mais recente. Conflitam também com a visão puramente teórica do clássico artigo de Summers [1983] que mostra, através de um modelo macro de equilíbrio geral, que não há razão para que tal efeito exista no curto prazo embora ele possa existir, sob certas condições, no longo prazo.

A metodologia de teste empregada no presente estudo está fundamentada na análise da taxa de juros real definida pela relação abaixo (equação 4.4), resultante da inversão da Equação de Fisher (equação 2.1) apresentada no subitem 2.4.2:

$$(1+r)^{t} = \frac{(1+i)^{t}}{(1+E[I,])}$$
, onde: (4.4)

r = taxa de juros real (%a.a.) para o período t;

i = taxa de juros nominal (%a.a.) para o período t;

 $E[I_t]$ = taxa de inflação esperada no período t.

Como o valor esperado da variável taxa de inflação futura (inflação *ex ante* E[I_t]) não pode ser diretamente observado no momento de captura da taxa de juros nominal, na prática utilizam-se índices de preços divulgados *a posteriori*. Estes, porém, representam apenas estimativas imperfeitas da "verdadeira" inflação passada (inflação *ex post*) que também não pode ser observada. A adoção, por diferentes institutos de pesquisa, de metodologias alternativas de cálculo e procedimentos distintos para a coleta de dados (período de apuração e cesta de produtos por faixa de renda, por exemplo) dificulta a escolha do indicador mais adequado.

Para contornar este problema a metodologia de pesquisa foi repetida utilizando-se quatro dos índices mais largamente empregados na economia brasileira e apurados pelos mais respeitados institutos de pesquisa de preços do país: IGP-M da FGV - Fundação Getúlio Vargas, INPC do IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (indicador monitorado pelo Banco Central na implementação da política monetária baseada em meta inflacionária) e IPC da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da FEA-USP.

É evidente que os investidores não podem prever com perfeição a taxa de inflação, e sempre serão surpreendidos por eventos não antecipados. Existirá portanto, a cada período, um erro de previsão (e) aleatório. Assim, o modelo para teste é dado pela equação 4.5 que segue:

$$(1+r)^{t} = \frac{(1+i)^{t}}{(1+I_{t})} + e$$
, onde: (4.5)

r = taxa de juros real ex post (%a.a.) para o período t;

i = taxa de juros nominal (%a.a.) para o período t;

 I_t = taxa de variação, durante o período t, relativa ao índice de preços apurado por instituto de pesquisa (inflação *ex post* %);

e = erro amostral.

Tal como na apresentação da equação 4.1 (subitem 4.1.1), invoca-se a hipótese das expectativas racionais para estabelecer que o erro (e) seja, na média de uma série suficientemente longa, igual a zero (isto é, assume-se ausência de erro sistemático). Sob estas condições a estimativa de inflação *ex post* média tende a ser um previsor não enviesado da inflação *ex ante* média ($\bar{I} \approx \bar{E}[I]$). Deve-se notar que esta metodologia representa, portanto, um teste conjunto da estabilidade da taxa de juros real e da hipótese de eficiência do mercado.

Considerando-se o argumento de Fama [1984] de que o poder marginal de previsão cai com o alongamento dos prazos, o horizonte temporal t escolhido para análise deve ser o menor possível. Além disso, para determinado período de teste a redução de t amplia o número de observações independentes, aumentando assim, estatisticamente, as chances de o erro médio (ē) tender a zero. Dado que as taxas de inflação são usualmente divulgadas para períodos de um mês, o prazo da taxa de juros real calculada fica limitado a este mínimo.

A implementação da metodologia consiste na aplicação da equação 4.5 às séries temporais históricas de taxas de juros nominais e de inflação para apurar a rentabilidade real *ex post* obtida por determinado investidor que a cada início de mês tivesse aplicado recursos financeiros num instrumento de renda fixa livre de riscos com vencimento no início do mês sucessivo. A análise dos resultados é baseada na redução estatística da série de taxas reais assim obtida.

Buraschi e Jiltsov [2000] ressaltam que os agentes econômicos tomam decisões com base no rendimento líquido de impostos, e que quando a tributação incide sobre receitas e lucros nominais a elevação generalizada de preços reduz a receita líquida para o investidor. Variações na taxa de inflação esperada devem resultar em impactos mais que proporcionais nas taxas nominais de juros para que a taxa real se mantenha constante, e o mesmo ocorre quando a alíquota de imposto é alterada. Além do prêmio de risco inflacionário incidente sobre a taxa nominal (ver subitem 2.4.2), a incerteza quanto ao futuro impacto tributário introduz um prêmio de risco adicional.

A teoria econômica clássica considera preponderante o papel dos investidores pessoa física na formação da poupança nacional. Consequentemente, a tributação que incide sobre esses agentes é a mais relevante para a determinação da taxa real de equilíbrio. Para efeito de comparação decidiu-se pela dupla implementação da metodologia de teste, com rendimentos de renda fixa bruto e líquido do Imposto de Renda Retido na Fonte (IRRF).

A legislação que vigorou no Brasil até dezembro de 1994 admitia a correção monetária da importância investida, pela Unidade Fiscal de Referência (UFIR) indexada à inflação, para efeito de cálculo do valor tributável. Como esse sistema minimizou o impacto tributário na formação das taxas de juros nominais durante o período de maior inflação e potencialmente mais distorcivo, a análise com valores líquidos em nada altera as conclusões finais apresentadas no subitem 4.2.4. Optou-se, portanto, pela apresentação apenas dos resultados empíricos baseados em retornos brutos, que podem ser diretamente comparados com a rentabilidade de mercado de instrumentos de renda fixa indexados a taxas de inflação.

4.2.2 Dados Utilizados

Taxas mensais de inflação da economia brasileira, apuradas pela Fundação Getúlio Vargas (IGP-DI e IGP-M), pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (INPC) e pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (IPC), foram extraídas do sítio de internet da Agência Estado http://www.estadao.com.br/economia/financas/cotacoes/resumo.htm. Os dados abrangem os doze anos compreendidos entre julho de 1991 e junho de 2003. Na introdução do Plano Real, em meados de 1994, a FGV apurou dois IGP-DI em julho (5,47% e 24,71%) e dois IGP-M em julho (4,33% e 40,00%) e agosto (3,94% e 7,56%), e a FIPE dois IPC para julho (6,95% e 30,75%).

Foram adotados no estudo sempre os valores menores, calculados de modo a minimizar efeitos espúrios relacionados ao passado e mais consistentes, portanto, com o conceito de inflação esperada embutido nas taxas de juros nominais praticadas no início daqueles meses (7,36% e 3,59% respectivamente).

Muitos estudos sobre a taxa real de juros no Brasil utilizam as taxas de mercado de curtíssimo prazo, Selic BaCen e CDI-over Cetip, como representativas das taxas nominais de juros. Como já ressaltado no item 3.2, a formação dessas taxas é fortemente influenciada pela Meta Selic, taxa voltada à obtenção da meta inflacionária e revista pelo Banco Central apenas periodicamente. São, conseqüentemente, parâmetros virtualmente administrados pela autoridade monetária e que não incorporam necessariamente as expectativas correntes de inflação. As taxas prefixadas de período, por outro lado, são livremente determinadas pelo mercado através do mecanismo de oferta e demanda, estando portanto sujeitas a mudanças de expectativa quanto às múltiplas variáveis macroeconômicas. Este argumento é ilustrado, com extrema propriedade, pela Figura 3.3 do item 3.2. Em conformidade com os estudos realizados no exterior, a metodologia proposta foi implementada com taxas nominais prefixadas, que conceitualmente incorporam expectativas sobre a inflação futura.

Assim como para os testes apresentados no subitem 4.1.3, foram empregadas as cotações dos contratos futuros DI de 1 dia da Bolsa de Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&F) como indicativas de taxas de juros de mercado livres de riscos. Foram coletados, através do sítio <www.bmf.com.br>, os PU de ajuste divulgados no primeiro dia útil de cada um dos 144 meses compreendidos entre julho de 1991 e junho de 2003 referentes ao primeiro vencimento, isto é, ao contrato com liquidação final no primeiro dia útil do mês sucessivo. Tais cotações refletem o custo de oportunidade para o mês referente à data de coleta do PU. O período selecionado é o mais longo para o qual existem dados de mercado homogêneos.

Os dados foram depurados com o auxílio de tabelas de feriados, filtros e referências cruzadas de fontes alternativas, e dispostos em tabelas contendo também o número de dias úteis entre a data de observação e a data de vencimento da cotação.

Para efeito de comparação e complementação da análise, a metodologia de pesquisa foi replicada com séries relativas à economia dos Estados Unidos. A taxa de inflação mensal referente ao

período janeiro/71 - dezembro/02, medida por variações no CPI (*Consumer Price Index*, apurado pelo *Bureau of Labor Statistics* e largamente utilizado como referencial da inflação naquele país), foi calculada a partir da série em base anualizada capturada no sítio <www.economagic.com>. O referencial mais adequado para a taxa prefixada de curto prazo seria uma taxa de juros doméstica, mas as séries homogêneas e suficientemente longas disponíveis referem-se a médias mensais e não a cotações pontuais. Utilizou-se, portanto, a Libor de um mês observada no início de cada mês do período acima (referencial para operações *off-shore*), o que não afeta as conclusões do estudo. As séries históricas de Libor são encontradas também no sítio <www.economagic.com>.

4.2.3 Resultados Empíricos

Empregando-se os dados referentes ao período julho/91 – junho/03 descritos no subitem 4.2.2 foram calculados inicialmente os fatores (1+r)^t, definidos pela equação 4.5 e representativos das taxas reais *ex post* mensais, em função de cada um dos quatro índices de inflação (IGP-DI, IGP-M, INPC e IPC). A série mensal de fatores (1+i)^t foi obtida pela transformação dos PU de ajuste de contratos futuro segundo a relação:

$$(1+i)^{t} = 100.000 / PU$$
, onde:

PU = preço unitário de ajuste, no primeiro dia útil do mês, do contrato futuro DI de 1dia com vencimento mais próximo.

As taxas reais anualizadas (r%a.a.) foram extraídas dos fatores (1+r)^t da seguinte forma:

$$r \% a.a. = [(1+r)^t]^{252/du} - 1$$
, onde:

du = número de dias úteis entre a data de observação do PU de ajuste do contrato futuro DI de 1dia e a data de seu vencimento.

Os valores calculados com base em cada um dos quatro índices de inflação podem divergir consideravelmente a cada mês. Entretanto, o comportamento das séries segue um mesmo padrão já que as diferenças entre eles tendem a ser compensadas ao longo do tempo, à medida que os erros de estimativa da taxa de inflação se anulam, como mostram as médias de doze anos das

quatro taxas reais apuradas mensalmente: $r_{IGP-DI} = 18,9\%$ a.a.; $r_{IGP-M} = 19,5\%$ a.a.; $r_{INPC} = 20,6\%$ a.a.; $r_{IPC} = 22,0\%$ a.a..

Os resultados baseados em IGP-DI e IGP-M são inferiores na média e têm apresentado essa característica desde a adoção do regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999. O índice geral de preços (IGP) representa a média de três índices setoriais (com ponderação estabelecida nos anos 40), com participação de 60% do IPA (índice de preços do atacado) mais sensível a flutuações na taxa de câmbio. Embora o período de apuração do IGP-M não coincida com o mês de calendário como os demais, ele foi incluído no estudo por ser o mais amplamente adotado como indexador de títulos e outras operações do mercado financeiro. As taxas reais calculadas a partir do IGP-DI mostraram-se muito semelhantes às do IGP-M e foram excluídas da análise para evitar peso excessivo dos IGP na apresentação que segue, baseada nos valores médios mensais de três índices (IGP-M, INPC e IPC), o que não altera as conclusões gerais.

O Gráfico 4.7, na página seguinte, ilustra a elevada instabilidade temporal da taxa real *ex post* de curto prazo. Embora a taxa média do período seja 20,7%a.a., os valores mensais atingem o máximo de 172,6%a.a. no início de novembro de 1991 (momento econômico marcando pela escalada da taxa Selic de 800%a.a. para 3.150%a.a. em apenas vinte dias) e o mínimo de – 22,7%a.a. no início de novembro de 2002 (mês no qual a inflação corrente, alimentada pela crise cambial do período eleitoral, atinge seu ápice quando as expectativas do mercado já são de queda iminente). A taxa real resultou negativa em oito (5,6%) dos meses avaliados.





O gráfico acima mostra também como a taxa semestral acumulada confere certo alisamento aos dados e permite melhor identificação de tendências. Os valores semestrais atingem máximo de 45,1%a.a. no segundo semestre de 1991, mínimo de –5,5%a.a. no segundo semestre de 2002 e média de 19,3%a.a. em todo o período. As taxas reais semestrais (r₆), expressas em percentual ao ano, foram calculadas através da seguinte variante da equação 4.5:

$$r_6 = \left(\frac{\prod (1+i)^t}{\prod (1+I_t)}\right)^{252/du} - 1$$
, onde:

 r_6 = taxa de juros real *ex post* (%a.a.) semestral;

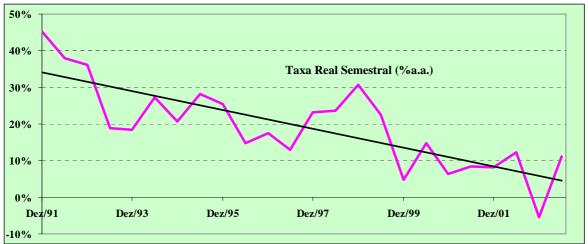
 $\Pi(1+i)^{t}$ = produtório dos seis fatores de capitalização mensais contidos no semestre;

 $\Pi(1+I_t)$ = fator representativo da inflação acumulada no semestre;

du = número de dias úteis contidos no semestre.

O Gráfico 4.8 reapresenta os valores semestrais em escala mais apropriada, com adição de uma reta de tendência que ressalta a evolução declinante das taxas reais.





A análise visual permite rejeitar a hipótese de constância nas taxas reais de juros *ex post*, e a conclusão não é específica à série de médias analisada. A Tabela 4.5 apresenta (página seguinte), em forma numérica, além das médias empregadas na elaboração do Gráfico 4.8, as taxas reais semestrais estimadas com cada um dos três índices. Todas as séries apresentam grande instabilidade temporal. Na parte inferior do quadro encontram-se os valores médios para os doze anos da amostra, e a seguir as estatísticas relativas a quatro subperíodos de três anos: um imediatamente anterior à introdução do Plano Real em julho de 1994 e três após aquele significativo evento. Por último são registrados os dados referentes aos nove primeiros anos de vigência do Real.

No período pré-Real as taxas, além de mais elevadas, apresentam maior dispersão medida pelo desvio-padrão. Em conformidade com os argumentos de Brealey e Schaefer [1977] (ver subitem 2.4.2), é possível que a volatilidade da taxa de inflação, típica daquela época, tenha despertado nos investidores preferência por instrumentos de curto prazo e introduzido prêmios de risco (na forma de taxas prefixadas mais elevadas) para compensar a maior incerteza. As informações relativas ao triênio julho/91 - junho/94, além de pouco confiáveis, referem-se a um regime econômico bastante diferente do atual. São menos relevantes, portanto, para apoio à decisão na atual conjuntura.

TABELA 4.5 Taxa Real (%a.a.) e Taxa de Inflação (%a.a.) Semestrais (Jul/1991 a Jun/2003)

Período		u uc IIIIuçu	Inflação(a.a.)			
Início	Fim	IGPM-FGV	INPC-IBGE	IPC-FIPE	Média	Média
Jul-91	Dez-91	45,2%	45,8%	44,5%	45,1%	715,9%
Jan-92	Jun-92	39,2%	35,8%	38,6%	37,9%	1.083,5%
Jul-92	Dez-92	29,9%	38,5%	40,0%	36,1%	1.222,1%
Jan-93	Jun-93	13,7%	20,9%	22,2%	18,9%	1.824,0%
Jul-93	Dez-93	18,8%	18,7%	17,5%	18,3%	3.455,1%
Jan-94	Jun-94	34,9%	26,4%	20,3%	27,2%	7.244,0%
Jul-94	Dez-94	24,3%	17,5%	20,5%	20,8%	39,7%
Jan-95	Jun-95	32,6%	26,7%	25,5%	28,3%	22,5%
Jul-95	Dez-95	31,8%	22,9%	21,7%	25,4%	17,7%
Jan-96	Jun-96	15,5%	15,5%	13,6%	14,8%	13,3%
Jul-96	Dez-96	17,4%	17,6%	17,5%	17,5%	5,8%
Jan-97	Jun-97	10,7%	15,3%	12,8%	13,0%	8,3%
Jul-97	Dez-97	20,7%	23,6%	25,0%	23,1%	3,0%
Jan-98	Jun-98	23,9%	20,8%	26,0%	23,6%	4,3%
Jul-98	Dez-98	27,9%	29,3%	35,1%	30,8%	-2,6%
Jan-99	Jun-99	14,6%	24,9%	28,3%	22,6%	9,9%
Jul-99	Dez-99	-2,4%	9,9%	6,7%	4,7%	14,6%
Jan-00	Jun-00	11,5%	16,1%	16,7%	14,8%	3,5%
Jul-00	Dez-00	2,6%	7,6%	8,9%	6,3%	9,6%
Jan-01	Jun-01	6,8%	7,9%	10,4%	8,4%	7,3%
Jul-01	Dez-01	7,0%	7,8%	10,0%	8,3%	10,7%
Jan-02	Jun-02	10,6%	10,7%	15,4%	12,2%	5,6%
Jul-02	Dez-02	-17,2%	-1,9%	2,5%	-5,5%	28,5%
Jan-03	Jun-03	12,0%	7,8%	13,3%	11,1%	13,1%
Total 91/03	Média	18,0%	19,4%	20,5%	19,3%	-
Pré-Real 91/94	Média	30,3%	31,0%	30,5%	30,6%	1.800,7%
116-Keai 31/34	Desvio Padrão	12,1%	10,7%	11,8%	10,9%	-
Real 94/97	Média	22,1%	19,3%	18,6%	20,0%	17,4%
Keai 94/97	Desvio Padrão	9,0%	4,6%	4,9%	6,0%	-
Real 97/00	Média	16,0%	20,8%	23,0%	19,9%	5,3%
	Desvio Padrão	10,9%	6,9%	9,9%	9,0%	-
Real 00/03	Média	3,6%	6,7%	10,1%	6,8%	12,2%
Keai 00/03	Desvio Padrão	10,7%	4,3%	4,4%	6,4%	-
Real 94/03	Média	13,9%	15,6%	17,2%	15,6%	11,5%
Real 94/03	Desvio Padrão	12,4%	8,2%	8,5%	9,3%	-

Após o Plano Real as médias e desvios declinam, e as taxas de juros reais *ex post* apresentam uma relação inversa de variação com as oscilações nas taxas de inflação mostradas na última coluna da Tabela 4.5. Acelerações inflacionárias parecem ser acompanhadas de erosão na taxa real *ex post* (resultando às vezes até mesmo em taxa real negativa) e vice-versa. Essa conexão fica mais visível no Gráfico 4.9, que confronta as taxas de inflação e as taxas de juros reais relativas aos trimestres compreendidos entre julho/94 e junho/03 (ambas expressas em percentual ao ano).





O coeficiente de correlação (ρ) entre variações nas taxas trimestrais de inflação e de juros, definidas como $\ln[(1+I_t)/(1+I_{t-1})]$ e $\ln[(1+r_t)/(1+r_{t-1})]$, foi de -0.81 ao longo dos nove anos em análise, confirmando a impressão visual. Empregando-se técnica de correlação defasada foram obtidos ρ de 0.12 e 0.28 para *lags* de um e dois períodos respectivamente. O sinal positivo indica que acelerações de preços tendem a ser seguidas por elevação na taxa real de equilíbrio da economia nos dois trimestres sucessivos e vice-versa.

A metodologia foi replicada para o dólar americano para verificar se os resultados são peculiares ao mercado brasileiro. Foram utilizados os dados mensais de CPI e taxas Libor de 1 mês do primeiro dia útil de cada mês compreendido no período janeiro/71 – dezembro/02, apresentados no subitem 4.2.2. Os fatores (1+i.t) foram calculados respeitando-se as convenções de mercado (juros lineares calculados por dias corridos na base 360), mas simplificados pela hipótese de que todos os meses contêm 30 dias corridos (sem prejuízo para a análise). As taxas reais brutas para períodos de um ano solar, apresentadas no Gráfico 4.10 da página que segue, foram calculadas pela aplicação de uma variante da equação 4.5 e pela acumulação Π(1+r.t) dos fatores mensais obtidos.





O gráfico sugere que também nos Estados Unidos não é aconselhável supor que as taxas reais de juros sejam constantes no tempo. Samuelson e Nordhaus [1985] afirmam que uma controversa combinação de política fiscal frouxa no primeiro governo Reagan, seguida de aperto monetário pelo Federal Reserve no início dos anos 80, elevou as taxas reais a patamares inusitados. Os valores mensais, não apresentados, atingiram máximo de 15,86%a.a. em março de 1982, mínimo de -10,37%a.a. em agosto de 1973 e média de 2,80%a.a. no período, com aproximadamente dois terços das 384 observações compreendidas entre -0,50%a.a. e 6,00%a.a.. Como a inspeção visual do gráfico acima sugere, o coeficiente de correlação foi de -0,35 entre variações ao longo de um ano nas taxas de inflação e de juros reais *ex post*, e de -0,46 quando calculado em base trimestral.

4.2.4 Conclusões

Os resultados empíricos mostram que as taxas reais no Brasil variam consideravelmente ao longo do tempo, inclusive nos anos pós Plano Real caracterizados por maior estabilidade. A explicação de Garcia [1991], que atribui a erros de projeção de inflação a variabilidade das taxas de juros reais *ex post* de curto prazo, é pouco plausível. Especialmente quando se consideram a metodologia adotada no presente estudo, que possibilita aos investidores revisar suas expectativas ao final de cada mês, e a marcada relação inversa entre inflação e taxa real *ex-post*. Mudanças radicais nos índices de preços provocam taxas reais *ex post* negativas ou extremamente elevadas, e estas persistem por horizontes bem mais longos que o necessário para

correção de expectativas por agentes econômicos racionais. A sustentação da tese de Garcia [1991] exigiria suposição de irracionalidade dos investidores, inclusive nos EUA onde a correlação negativa entre as duas variáveis é evidente em períodos ainda mais longos.

É mais provável que os agentes tenham por objetivo alcançar determinada rentabilidade real na média de intervalos temporais bem mais longos que um mês. Isto equivale a admitir a existência de efeito Fisher *ex ante* de longo prazo, isto é, que a taxa real seja efetivamente determinada por uma relação de equilíbrio de longo período mas que a taxa real *ex post* de curto prazo possa ser perturbada ocasionalmente por choques de inflação. O extraordinário é que a remuneração real possa permanecer muito abaixo da média de longo prazo, e até se tornar negativa, sem provocar re-alocação drástica de carteiras, possivelmente em razão de custos tributários e de transação, diferencial de riscos entre categorias de investimento e até mesmo falta de alternativa em razão de restrições legais e regulamentares. A observada correlação defasada positiva sugere um certo efeito compensatório em horizontes mais prolongados. Consistentemente com a teoria econômica clássica, a taxa de retorno real *ex ante* de equilíbrio parece variar em resposta a mudanças na percepção do risco inflacionário ou, como evidenciam os dados referentes à economia americana, em função da relação entre oferta e demanda por capital subjacente ao setor real da economia.

A análise desenvolvida no presente item induz a uma interpretação alternativa à dada por autores que estudaram o efeito Fisher no Brasil com dados de outra natureza e em períodos sujeitos a diferentes regimes econômicos. É possível que o fenômeno tenha sido mais pronunciado durante a época inflacionária em razão de políticas monetárias passivas, quando a autoridade monetária estabelecia taxas de juros nominais com base em uma taxa real meta estável e projeções de inflação. Embora a inflação esperada ainda seja relevante na formulação da política monetária, e conseqüentemente no estabelecimento das taxas de juros de curtíssimo prazo que influenciam a formação das taxas nominais prefixadas de período (ver item 4.1), assim como na determinação dos prêmios de risco da ETTJ, ela parece desempenhar papel menos relevante que no passado. Nestas condições a taxa nominal de curto prazo torna-se um mau previsor da inflação futura.

Na avaliação de investimentos pelo método dos fluxos de caixa descontados, particularmente em países sujeitos a surtos inflacionários, deve-se assegurar que a taxa de variação no nível geral de preços implícita nos valores monetários projetados seja consistente com a inflação contida na

taxa nominal de desconto. O problema não é eliminado quando se empregam fluxos em moeda constante, já que neste caso é a taxa de desconto nominal baseada em referenciais de mercado que deve ser consistentemente deflacionada. As conclusões do presente estudo são significativas, pois a variabilidade observada na taxa de juros real impossibilita a utilização da equação de Fisher para inferir a taxa de inflação implícita no custo de oportunidade corrente do capital.

Uma fonte alternativa de informações de mercado, já sugerida no item 3.2, são as cotações de títulos do Tesouro Nacional indexados à inflação tais como as NTN-C. A Tabela 3.2 mostra que o cupom de IGP-M, isto é a remuneração adicionada ao valor principal do título corrigido pelo IGP-M, em setembro de 2003 situava-se em torno de 10,0%a.a. para maturidades superiores a dez anos e acima desse patamar para prazos menores. A cotação é um bom *proxy* para a taxa real *ex ante* pois reflete as expectativas de consenso do mercado, e contrasta com a taxa real *ex post* calculada em relação ao IGP-M no estudo: nos quatro anos após a consolidação do regime cambial flutuante (julho/99 a junho/03) ela foi de apenas 3,4%a.a. em média.

CAPÍTULO 5

FORMAÇÃO DO CUSTO E RISCO DE MERCADO DAS OPERAÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO ATUALIZADAS PELA TAXA REFERENCIAL - TR

Um dos aspectos característicos do mercado financeiro brasileiro é a predominância de operações com remuneração determinada *a posteriori*, e dentro dessa categoria o segmento indexado à taxa referencial (TR) é um dos mais expressivos. Uma síntese do complexo conjunto de normas que estabelecem as regras para apuração das TBF e TR diárias e as convenções para atualização de contratos é exposta no item 5.2 do presente capítulo. No item 5.3 apresenta-se uma visão da evolução histórica desse importante referencial de mercado desde sua criação no início de 1991.

Tomando-se por base o contrato de swap CDI-over versus TR, o item 5.4 apresenta um modelo de equilíbrio para determinação da remuneração dessa classe de operações do mercado financeiro brasileiro, assim como a descrição das etapas para implementação da metodologia. A avaliação prática do modelo, mediante testes empíricos, encontra-se no item 5.5, ao passo que no item 5.6 são tecidas considerações a respeito dos riscos de mercado de carteiras de instrumentos de renda fixa atualizados pela TR.

5.1 Introdução

Como já discutido em capítulos anteriores, o elevado risco inflacionário que caracterizou o mercado brasileiro por longos anos levou ao drástico encurtamento das operações de renda fixa. No início dos anos 90, as autoridades monetárias procuraram estimular o alongamento do prazo médio da dívida pública e de contratos privados através do desenvolvimento de operações financeiras nas quais o comprometimento do capital se desse por prazos mais condizentes com a maturação dos projetos de investimento do tomador, ainda que o custo fosse definido apenas por um curto período no ato da contratação e re-pactuado periodicamente de modo a mitigar o risco inflacionário para o investidor.

Com inspiração nas operações do mercado internacional indexadas às taxas Libor, onde um empréstimo de cinco anos de prazo, por exemplo, pode ter seu custo revisto a cada semestre com base na taxa Libor de 6 meses mais um *spread* fixo, foi criada por iniciativa do Banco Central do Brasil (BaCen) em janeiro de 1991 a Taxa Referencial - TR. O documento Cartilha da TR publicado pelo BaCen [1995] salienta que embora a TR seja habitualmente confundida com índices de inflação ela difere destes, em sua sistemática de cálculo e aplicação, já que seus ajustes periódicos visam refletir variações no custo de capital da economia em determinado instante.

Embora a TR tenha sido apresentada em sua gênese como a Libor brasileira, existem diferenças fundamentais entre os dois referenciais de mercado. A Libor (*London InterBank Offered Rate*) é apurada diariamente pela *British Bankers' Association* (BBA) às 11:00 horas de Londres para operações prefixadas com prazo de um dia *overnight* (o/n) e *spot/next* (s/n), uma semana (1w), duas semanas (2w) e vencimentos mensais de um (1m) a doze meses (12m), a partir de cotações apresentadas por dezesseis bancos reconhecidos *market-makers*. A TR, por outro lado, tem seu cálculo baseado no custo médio diário de captação de instituições financeiras mediante a colocação de certificados de depósito bancário (CDB) junto ao público em geral, sendo considerados apenas aqueles com prazo de aproximadamente um mês.

Como a taxa Libor para determinado prazo representa o custo efetivo de captação no mercado interbancário, instituições financeiras internacionais podem precificar operações ativas pela simples adição a esse parâmetro de uma margem (*spread*) para cobrir custos operacionais e riscos de crédito e liquidez, tal como discutido no subitem 2.4.3. A TR, ao contrário, situa-se bem abaixo da remuneração do capital no mercado livre de recursos em reais. No triênio 2000-2002, por exemplo, a média das TR observadas no primeiro dia útil de cada mês foi de apenas 2,51%a.a., enquanto a taxa prefixada média para os mesmos prazos foi de 18,39%a.a.. Qualquer operação interbancária indexada à TR só se viabiliza, portanto, com a majoração do fator de atualização por um substancial *spread* - denominado "cupom de TR" na linguagem de mercado.

A Taxa Referencial é atualmente utilizada como indexador de Títulos Públicos Federais (incluindo-se os Títulos da Dívida Agrária - TDA), operações realizadas nos mercados financeiros (incluindo-se valores mobiliários, seguros, previdência privada, capitalização e derivativos) e contratos comerciais (inclusive em processos de concordata e falência e na

remuneração de depósitos judiciais). Além disso, a TR é o parâmetro adotado no cálculo da atualização dos Depósitos de Poupança (aplicações financeiras bancárias de varejo cujos recursos são, em parte, compulsoriamente direcionados para financiamentos imobiliários de longo prazo também corrigidos pela TR), e poupanças compulsórias, constituídas com recursos dos trabalhadores, geridas por instituições oficiais (FGTS e PIS/PASEP, por exemplo).

Apesar de parcela substancial da poupança nacional ter remuneração vinculada à TR é surpreendente a quase inexistência de literatura pertinente, fato comum aliás a todos os tipos de operações de renda fixa pós-fixadas. Talvez por serem peculiares ao mercado brasileiro, não gozam do fluxo de inspiração proveniente de economias mais evoluídas. O escopo deste capítulo é contribuir para o preenchimento de parte dessa lacuna.

5.2 Conceituação da Taxa Referencial

A TR foi criada pela Medida Provisória nº 294, de 31 de janeiro de 1991, que resultou na Lei nº 8.177 de 1º de março de 1991. A matéria é disciplinada por normativos editados pelo Banco Central do Brasil [2003] sujeitos à aprovação do Conselho Monetário Nacional. A Resolução nº2.809 do Banco Central do Brasil, de 21 de dezembro de 2000, consolida as normas relativas à metodologia de cálculo da Taxa Básica Financeira – TBF e da Taxa Referencial – TR. O BaCen estabelece que cada TR seja calculada pela aplicação de um redutor à correspondente TBF, e que a TBF seja calculada a partir da remuneração de certificados e recibos de depósito bancário (CDB/RDB) prefixados de 30 a 35 dias corridos de prazo, emitidos por bancos múltiplos, bancos comerciais, bancos de investimento e pela Caixa Econômica Federal.

Para tanto, o BaCen constitui amostra das 30 maiores instituições financeiras do País, assim consideradas em função do volume de captação de CDB/RDB ao longo de cada semestre civil. As instituições integrantes da amostra devem informar, a cada dia útil, a média ponderada (segundo o valor das operações e arredondada a 4 casas decimais, de acordo com a NBR 5891 da ABNT) das taxas expressas em base mensal ajustada. O cálculo final é efetuado com base na taxa média ponderada dos valores informados, desconsideradas as duas maiores e as duas menores taxas médias diferentes de zero.

O referido ajuste consiste na conversão da taxa anual de cada CDB/RDB emitido (expressa na convenção usual de dias úteis por 252), para a taxa efetiva mensal relativa ao período com vencimento no dia correspondente ao dia da emissão no mês seguinte. Exemplificando, a taxa mensal ajustada do CDB de 30 dias emitido a 17,10%a.a. em 05/Mar/02 (tendo vencimento em 04/Abr/02 e 21 dias úteis de prazo) corresponde a 1,3877% (taxa efetiva para os 22 dias úteis com vencimento em 05/Abr/02). Na contagem do número de dias úteis, deve ser incluído o dia relativo ao início do período e excluído o relativo ao final. A Resolução nº2.809 estabelece ainda que quando inexistente o dia correspondente ao dia da emissão no mês seguinte, deve ser considerado o dia primeiro do mês posterior. A taxa mensal ajustada de um CDB emitido em 30 de janeiro, por exemplo, refere-se ao período com término em 01 de março.

Para cada dia do mês – dia de referência – o Banco Central calcula e divulga a TBF com início no próprio dia de referência e término no dia correspondente ao dia de referência no mês seguinte. A metodologia prevê que a TBF seja calculada inclusive para dia de referência em data não útil, neste caso a TBF_{nu} é obtida conforme a seguinte sistemática:

$$TBF_{nu}$$
 (em %) = $100*(I^h - 1)$, onde: (5.1)

h = número de dias úteis compreendidos no período de vigência da TBF relativa ao dia de referência não útil;

$$I = \sqrt{I_{u-1} * I_{u+1}}$$

$$I_{u-1} = (1 + TBF_{u-1}/100)^{1/f}$$

$$I_{u+1} = (1 + TBF_{u+1}/100)^{1/g}$$

I _{u-1} = Índice correspondente à TBF efetiva-dia do dia útil imediatamente anterior ao dia de referência;

TBF_{u-1} = TBF relativa ao dia útil imediatamente anterior ao dia de referência;

f = número de dias úteis compreendidos no período de vigência da TBF_{u-1};

 I_{u+1} = Índice correspondente à TBF efetiva-dia do dia útil imediatamente posterior ao dia de referência;

 $TBF_{u+1} = TBF$ relativa ao dia útil imediatamente posterior ao dia de referência; g = número de dias úteis compreendidos no período de vigência da TBF_{u+1} .

Quando a data de referência for o dia primeiro de um mês com número de dias maior que o número de dias do mês anterior, devem ser calculadas TBF adicionais (TBF_a) em número igual à diferença entre os números de dias desses meses e válidas para os períodos compreendidos entre a data de referência e os dias do próprio mês que não tenham correspondência no mês anterior. Cada TBF_a é obtida pelo ajuste da TBF relativa ao período de primeiro desse mês a primeiro do mês seguinte (TBF₁) pelo número de dias úteis do seu próprio período de validade, de acordo com a seguinte fórmula:

$$TBF_a \text{ (em \%)} = 100*[(1 + TBF_1/100)^{x/y} - 1], \text{ onde:}$$
 (5.2)

 $TBF_1 = TBF$ relativa ao período de primeiro do mês em curso a primeiro do mês seguinte; x = número de dias úteis compreendidos no período entre o dia primeiro do mês e o dia, desse mesmo mês, que não tenha correspondência no mês anterior;

y = número de dias úteis compreendidos no período de vigência da TBF₁.

Estas regras visam atender situações peculiares, como por exemplo a da operação financeira com remuneração vinculada à TBF tendo por data inicial 30 de janeiro e vencimento 30 de março. A primeira atualização ocorreria em 30 de fevereiro e a segunda em 30 de março. Para a primeira atualização, em data inexistente, vale a regra que determina que deve ser considerado o dia primeiro do mês posterior, neste caso 01 de março. Consequentemente, o segundo período tem início no primeiro dia de um mês (março) com número de dias maior que o número de dias do mês anterior (fevereiro), tornando necessária a apuração de uma TBF atípica com início no dia 01 de março e término no dia 30 do próprio mês.

A Figura 5.1 ilustra o processo de definição das datas efetivas dos eventos de quatro diferentes operações com dois meses de prazo e indexadas à TBF. Aquelas com data inicial nos três dias de janeiro que não encontram correspondência no mês seguinte sofrem revisão de indexador no dia primeiro de um mês (março) com número de dias maior que o número de dias do mês anterior (fevereiro). Assim, são necessárias três TBF adicionais (a diferença entre 31 e 28) válidas para os períodos entre o primeiro dia de março e os dias do próprio mês de março sem correspondência no mês anterior (29, 30 e 31).

FIGURA 5.1 Datas Efetivas dos Eventos de uma Operação Financeira de 2 Meses Indexada à TBF



A Figura 5.2 reproduz a tabela publicada no jornal Valor Econômico do dia 07 de março de 2003, e mostra a existência de quatro TBF com data de referência 01 de março de 2003.

FIGURA 5.2 Jornal Valor Econômico 07/Mar/2003 – TBF para Dias de Referência 26/Fev a 05/Mar

TB	F		
Vari	ações %	no período	
Perío	do	Dias úteis	TBF
26/02	a 26/03	18	1,5848
27/02	a 27/03	18	1,6276
28/02	a 28/03	18	1,6187
01/03	a 29/03	18	1,6034
01/03	a 30/03	18	1,6034
01/03	a 31/03	18	1,6034
01/03	a 01/04	19	1,6932
02/03	a 02/04	20	1,7831
03/03	a 03/04	21	1,8731
04/03	a 04/04	22	1,9631
05/03	a 05/04	23	2,0336
Fonte:	Banco Cen	tral e Valor Dat	а

Em síntese, são publicadas pelo Banco Central trezentas e setenta e duas (372) TBF a cada ano. Uma para cada dia do ano (365, ou 366 em anos bissextos), três adicionais para o primeiro dia de março (duas em anos bissextos), e uma adicional para cada dia primeiro dos meses de maio, julho, outubro e dezembro. A Resolução nº3.043 de 28/Nov/02 estabelece que nos anos em que o dia 31 de dezembro for útil a TBF dessa data será calculada pela seguinte fórmula:

$$TBF_{31}$$
 (em %) = $100*[(1 + TBF_u/100)^{x/y} - 1]$, onde:

 $TBF_u = TBF$ relativa ao dia útil anterior ao dia 31 de dezembro;

x = número de dias úteis compreendidos no período de 31 de dezembro, inclusive, a 31 de janeiro;

y = número de dias úteis compreendidos no período de vigência da TBF_u.

A Resolução n°2.809 estabelece ainda que para cada TBF obtida deverá ser calculada uma TR correspondente, mediante a aplicação de um redutor R:

TR (em %) =
$$100*[(1 + TBF/100)/R - 1]$$
, onde: (5.3)

O redutor R deve ser calculado para todos os dias, inclusive não úteis, segundo a equação 5.4 abaixo, e arredondado para 4 casas decimais de acordo com a NBR 5891 da ABNT:

$$R = a + b*TBF/100$$
, onde: (5.4)

TBF = Taxa Básica Financeira relativa ao dia de referência;

$$a = 1,005$$
;

b = valor determinado de acordo com a Tabela 5.1 abaixo, em função da meta estabelecida para a taxa Selic.

TABELA 5.1 Parâmetro b para Cálculo do Redutor da TR - Resolução nº2.809 do BaCen

Meta para a taxa Selic (MS %a.a.)	b
MS > 16	0,48
16 >= MS > 15	0,44
15 >= MS > 14	0,40
14 >= MS > 13	0,36
13 >= MS > 12	0,32
12 >= MS > 11	0,28
11 >= MS > 10	0,24
MS = 10	0,20

Caso a taxa Selic Meta venha a ser inferior a 10%a.a. o Banco Central do Brasil determinará o valor do parâmetro b.

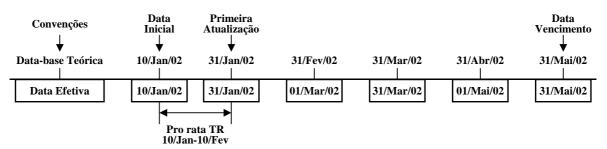
5.2.1 Determinação das Datas de Atualização de Operações Financeiras em TR

A Cartilha da TR do BaCen [1995] esclarece, através de exemplos numéricos, a forma correta para atualização pela TR de operações e contratos quando a data de vencimento corresponde ao dia da data inicial, ou quando a data de vencimento não é conhecida *a priori*. Neste último caso, nas situações de liquidação final ou amortização em dia não coincidente com o dia da data inicial deve-se tomar para atualização o valor *pro rata* dia útil da TR relativa ao período que tem início na data da atualização anterior.

Para operações do mercado financeiro, tais como debêntures e certificados de depósito bancário (CDB) indexados à TR e derivativos como os contratos de swap CDI-over versus TR, a documentação de referência produzida pela Andima e pela BM&F adota as regras definidas na Circular nº2.456 do Banco Central de 28 de julho de 1994. Esta estabelece que a atualização desse tipo de operação será efetuada mensalmente, na correspondente data-base, com utilização da TR relativa à data-base no mês anterior. Considera-se data-base, em cada mês, o dia correspondente ao dia da data do vencimento da operação. Deve-se salientar que na documentação da BM&F o conceito de data-base é designado data de aniversário.

Nas situações em que a data inicial não coincide com a correspondente data-base, a primeira atualização será efetuada na primeira data-base pelo critério *pro rata* dia útil com utilização da TR relativa à data inicial. A Figura 5.3 ilustra as datas de eventos relevantes de um CDB indexado à TR emitido em 10/Jan/02 com vencimento em 31/Mai/02 (prazo de 141 dias corridos).

FIGURA 5.3
Eventos de um CDB TR Emitido em 10/Jan/02 com Vencimento 31/Mai/02



5.3 Histórico da Taxa Referencial

Desde a criação da Taxa Referencial, em 31/Jan/1991, ela tem sofrido alterações freqüentes, tanto nas metodologias de cálculo quanto nas formas de aplicação:

- De 04/02/91 a 30/04/93 a TR era mensal e prefixada (válida para o mês calendário), existindo também a TRD (taxa referencial diária) apurada pela distribuição *pro rata* dia útil da TR. A taxa referencial era obtida pela dedução da taxa bruta mensal de 2% (representando, de acordo com a Resolução nº 1.805, de 27/03/91, "os efeitos decorrentes da tributação e da taxa real histórica de juros da economia") da taxa média ponderada das taxas nominais de CBD/RDB emitidos pelas 20 maiores instituições financeiras durante os três últimos dias úteis do mês anterior e os três primeiros dias úteis do mês de referência. Era atribuído peso diferenciado e crescente (entre 15% e 20%) a cada um dos seis dias de referência;
- De 01/05/93 a 29/05/94 a TR passou a ser divulgada diariamente para períodos de um mês, com início na data a que ela se referia, e a TRD foi extinta (Lei nº 8.660, de 28/05/93). A Resolução nº 1.979, de 30/04/93, aprimorou a metodologia e estabeleceu o cálculo da taxa média ponderada de CBD/RDB com base apenas nas emissões do dia de referência e dos dias úteis imediatamente anterior e posterior à data de referência. A dedução relativa aos "efeitos decorrentes da tributação e da taxa real histórica de juros da economia" foi gradualmente reduzida até atingir o patamar de 1,2% em agosto de 1993;
- Durante o período de transição para implantação da nova moeda (Real), entre 30/05/94 e 31/07/94 inclusive, vigorou uma metodologia diferente. A Resolução nº 2.075, de 26/05/94, estabeleceu que a TR passasse a ser pós-fixada e calculada a partir da composição do Índice Diário de Remuneração Média (IDRM). O IDRM era calculado com base na dedução da "estimativa da taxa real de juros equivalente a 1,2% ao mês" (alterada para 1,6% na Resolução nº 2.083, de 30/06/94, para vigorar a partir do cálculo do IDRM de 01/07/94) da taxa ponderada de Certificados de Depósitos Interfinanceiros (CDI) com prazo de um dia emitidos não mais pelas 20 maiores instituições financeiras, mas pelas 30 maiores e desconsiderando-se as duas maiores e as duas menores taxas informadas;
- A Resolução nº 2.097, de 27/07/94, restabeleceu a TR prefixada a partir de 01/08/94 (vencimento 01/09/94), embora o IDRM tenha sido divulgado até 30/08/94 inclusive para permitir a composição da última TR pós-fixada relativa ao período 31/07/94 a 31/08/94. A

taxa média ponderada de CBD/RDB passou a ser calculada com base apenas nas emissões do próprio dia de referência. A dedução dos "efeitos decorrentes da tributação e da taxa real de juros da economia" foi reduzida a 1,4%, e passou a ser designada Redutor da TR e divulgada no formato R=1,0140. O redutor passou a ser modificado periodicamente pelo Banco Central, mediante a edição de resoluções e circulares, "com vistas a adequá-lo a modificações porventura efetuadas na tributação de operações financeiras, bem assim a variações na taxa de juros real da economia" (ver a Tabela 5.2 no subitem 5.3.1);

- Com a edição da Resolução nº 2.171, de 30/06/95, foi criada a Taxa Básica Financeira TBF, um indicador que melhor refletisse o custo efetivo de captação de curto prazo das instituições bancárias. Embora a legislação não fizesse qualquer associação entre TBF e TR, a metodologia estabelecida para o cálculo da TBF era praticamente idêntica à da TR, sendo que a TBF não estava sujeita ao redutor. A TBF passou a ser divulgada diariamente, também no formato de taxa efetiva mensal, a partir de 01/07/95;
- A Resolução nº 2.437, de 30/10/97, alterou a metodologia de cálculo da taxa referencial de dias não-úteis (TR_{nu}) e consolidou as normas relativas à TR e à TBF. A partir de 01/11/97 cada TR passou a ser calculada a partir da TBF correspondente pela aplicação do redutor, este não mais definido de forma subjetiva pela autoridade monetária mas por uma fórmula específica função da própria TBF;
- A partir de então nenhuma alteração fundamental foi promovida na sistemática de cálculo, com exceção de novas fórmulas e regras para determinação do redutor da TR (reportadas no subitem 5.3.1 que segue). A Resolução nº 2.809, de 21/12/00, mais uma vez consolidou as normas relativas à TR e à TBF e introduziu os critérios para cálculo do redutor válidos até o presente momento.

5.3.1 Histórico do Redutor da TR

Desde a criação da TR, em 1991, seu cálculo foi sempre baseado no custo de depósitos bancários ajustado para efeitos da tributação e da taxa real histórica de juros da economia. O ajuste deve-se ao fato que depósitos de poupança estão sujeitos a uma remuneração legal de TR mais 6% ao ano e são isentos de imposto sobre a renda. Somente a partir de agosto de 1994 a dedução passou a ser denominada oficialmente de redutor, e ao longo dos anos foi certamente o aspecto normativo da taxa referencial modificado com maior freqüência:

- Na gênese da TR o redutor foi arbitrado pelo Banco Central em 2%, e permaneceu constante nesse patamar até a edição da Resolução nº 1.979, de 30/04/93, que estabeleceu o seguinte plano de redução: R = 1,5% para maio e junho de 1993; R = 1,3% para julho de 1993; e R = 1,2% a partir de agosto de 1993, inclusive;
- Durante a implementação do Plano Real a TR passou a ser calculada com base nas taxas de Certificados de Depósitos Interfinanceiros CDI (Resolução nº 2.075, de 26/05/94). Entre 30/05/94 e 30/06/94 a dedução foi mantida em 1,2% ao mês, mas como os CDI rendem mais que os CDB/RDB a Resolução nº 2.083, de 30/06/94, corrigiu a distorção elevando seu valor para 1,6% a partir de 01/07/94;
- Entre a publicação da Resolução nº 2.097 (27/07/94) que re-introduziu o cálculo da TR com base nas taxas de CDB/RDB e baixou o redutor para 1,4% e a edição da Resolução nº 2.265 (28/03/96), alterações passaram a ser divulgadas com um mês de antecedência em relação à data de entrada em vigor do novo parâmetro (sempre o dia primeiro do mês de aplicação). Durante aquele período de referência (set/94-jun/96) o redutor assumiu os valores 1,010, 1,012 e 1,013;
- Com o intuito de reduzir o grau de incerteza para os usuários de TR a Resolução nº 2.265 (28/03/96) estabeleceu que os valores do redutor fossem fixados para três meses futuros sucessivos a cada três meses, respeitado o prazo mínimo de antecedência de 90 dias. No período de referência jul/96-mar/97 em que vigorou tal regime o redutor ficou entre 1,0125 e 1,0085;
- A política de se conferir maior previsibilidade à formação da TR foi aprofundada com a publicação da Resolução nº 2.319 (26/09/96) que estabeleceu que os valores do redutor, a partir do mês de abril de 1997, fossem fixados no decorrer do 6º mês anterior ao de referência. O redutor permaneceu constante no patamar 1,0095 no período de referência abr/97-out/97;
- Durante os meses nov/97, dez/97 e jan/98 (com redutores 1,0115, 1,0147 e 1,0143 respectivamente) vigorou a fórmula de cálculo introduzida pela Resolução nº 2.387 de 22/05/97, posteriormente consolidada na Resolução nº 2.437 de 30/10/97, que tornou menos subjetiva a definição do redutor: R=[1,0025+0,45*TBFm], onde TBFm representa a média aritmética simples (expressa na forma decimal) das TBF relativas aos 5 últimos dias úteis do mês anterior ao mês de referência;

• A elevação da alíquota do imposto de renda retido na fonte (IRRF) incidente sobre operações de renda fixa, de 15% para 20% a partir do início de 1998, levou a nova alteração na fórmula de cálculo do redutor, regra oficializada com a edição da Resolução nº 2.459 de 18/12/97: R=[(1+TBFm)/(1,0000+0,3184*TBFm)], sem que tenha sido alterada a definição de TBFm. Os valores estabelecidos no período de referência fev/98-mai/99, entre 1,0104 e 1,0183, resultaram em média cerca de 0,0020 superiores àqueles que teriam sido registrados com a antiga fórmula. A Tabela 5.2 abaixo resume os valores assumidos mensalmente pelo redutor da TR no período de experimentação mais intensa com esse parâmetro;

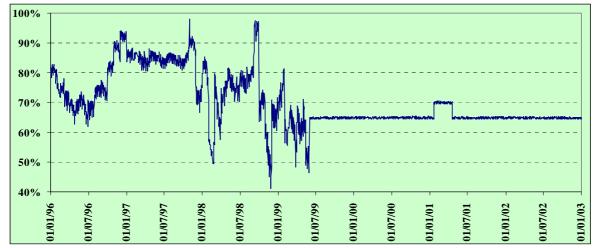
TABELA 5.2 Histórico do Redutor da TR entre Ago/1994 e Mai/1999

Mês	Redutor	Mês	Redutor	Mês	Redutor	Mês	Redutor
		Out-95	1,0130	Jan-97	1,0097	Abr-98	1,0115
Ago-94	1,0140	Nov-95	1,0130	Fev-97	1,0096	Mai-98	1,0114
Set-94	1,0120	Dez-95	1,0130	Mar-97	1,0095	Jun-98	1,0114
Out-94	1,0120	Jan-96	1,0130	Abr-97	1,0095	Jul-98	1,0109
Nov-94	1,0120	Fev-96	1,0130	Mai-97	1,0095	Ago-98	1,0104
Dez-94	1,0120	Mar-96	1,0130	Jun-97	1,0095	Set-98	1,0104
Jan-95	1,0120	Abr-96	1,0130	Jul-97	1,0095	Out-98	1,0163
Fev-95	1,0120	Mai-96	1,0130	Ago-97	1,0095	Nov-98	1,0179
Mar-95	1,0100	Jun-96	1,0130	Set-97	1,0095	Dez-98	1,0145
Abr-95	1,0100	Jul-96	1,0125	Out-97	1,0095	Jan-99	1,0145
Mai-95	1,0100	Ago-96	1,0120	Nov-97	1,0115	Fev-99	1,0180
Jun-95	1,0100	Set-96	1,0115	Dez-97	1,0147	Mar-99	1,0183
Jul-95	1,0100	Out-96	1,0105	Jan-98	1,0143	Abr-99	1,0158
Ago-95	1,0120	Nov-96	1,0095	Fev-98	1,0163	Mai-99	1,0146
Set-95	1,0120	Dez-96	1,0085	Mar-98	1,0135		

A Resolução nº 2.604 de 23/04/99 re-introduziu o antigo modelo de fórmula, mas com novos parâmetros: R=[1,005+0,48*TBF]. O redutor passou a ser calculado com base na própria TBF do dia de referência, deixando portanto de ser constante ao longo do mês. Declarações do Banco Central davam conta que essa fórmula foi calibrada para que a partir de 01/06/99 a rentabilidade líquida da Poupança (remunerada a TR + 0.50%a.m.) fosse equivalente a aproximadamente 65% da rentabilidade líquida de imposto de renda dos depósitos a prazo (CDB/RDB). A medida pôs fim à manipulação do redutor como instrumento para modificar a atratividade relativa da poupança, e conferiu à TR maior credibilidade como indexador do mercado financeiro. Entre jun/99 e dez/00 o redutor oscilou entre 1,0101 e 1,0133, valores cerca de 0,0023 superiores, em média, àqueles que teriam sido estabelecidos pela fórmula anterior. Por outro lado, a nova metodologia estabilizou a relação entre rentabilidades líquidas de produtos bancários tidos como

alternativos (poupança isenta e CDB sujeito a 20% de IRRF), tal como ilustrado pelo Gráfico 5.1;

GRÁFICO 5.1 Rendimento (%a.a.) da Poupança - % da TBF Líquida de IRRF (01/Jan/96 a 31/Dez/02)



• A nova formula do redutor apresentava um inconveniente, porém. A TR seria negativa no caso de o patamar das taxas de juros de mercado cair abaixo de 14%a.a. aproximadamente. A decisão do Banco Central de reduzir a taxa básica de 16,50%a.a. para 15,75%a.a. em 21/12/00 foi acompanhada da edição da Resolução nº 2.809 que corrigiu essa distorção. O parâmetro b da fórmula R=[a+b*TBF] passou a ser função da meta para a taxa Selic (MS), tal como definido na Tabela 5.1 do item 5.2 deste trabalho e que ainda vigora. O novo critério tornou-se efetivo a partir do cálculo da TR relativa ao dia 22/01/01, e enquanto o parâmetro b assumiu o valor 0,44 (até 18/04/01 inclusive, quando a MS foi elevada a 16,25%a.a.), o redutor ficou entre 1,0092 e 1,0107. Durante aquele período a relação entre poupança e TRB líquida passou a cerca de 70%, como mostra o Gráfico 5.1. Desde então, o parâmetro b permaneceu no patamar de 0,48 e o redutor da TR flutuou entre 1,0105 e 1,0141 (até o final de 2002).

O critério para seleção do parâmetro b poderia ser ulteriormente aprimorado pelo Banco Central. Como função da meta Selic ele exige a verificação de um indicador exógeno ao modelo, e quando vigoram curvas de juros fortemente inclinadas (como as ilustradas na Figura 3.3 do item 3.2) a falta de correspondência entre a taxa prefixada de um mês que formou a TBF e a taxa básica de um dia possibilitaria a introdução de distorções. Como o próprio redutor já é calculado com base na TBF do dia de referência, seria mais apropriado definir b em função dessa mesma taxa.

5.4 Remuneração de Operações do Mercado Financeiro Atualizadas pela TR

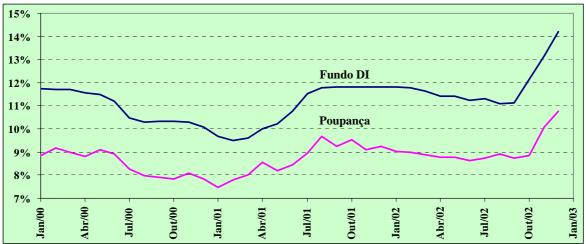
O Gráfico 5.2 mostra que a TR de qualquer dia útil (anualizada para 252 dias úteis), taxa válida para o período de um mês, é sempre substancialmente inferior à taxa prefixada de igual prazo praticada no mercado interbancário naquela mesma data. Tal fato decorre da sistemática de cálculo da TR, resultado da aplicação de um redutor à taxa média de captação dos bancos (esta por sua vez já inferior à taxa interbancária).

24% 21% 18% Pré 1M 15% 12% 9% 6% TR 3% 0% Abr/02Abr/00Jan/02 Jul/00 Jul/02Out/02 Jan/01 Out/01 Jan/03 Jul/01

GRÁFICO 5.2 Taxas (%a.a.) TR Anualizada e Pré 1 Mês (Início dos meses de 2000 a 2002)

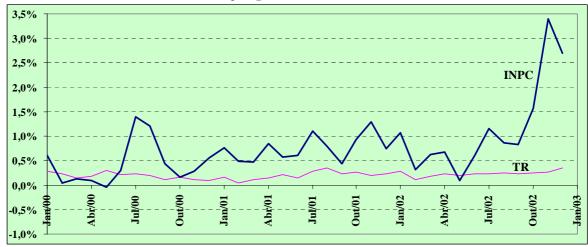
Depósitos de Poupança, produtos de captação de varejo oferecidos por bancos comerciais, apresentam remuneração bastante reduzida apesar de pagarem um adicional fixo de 6% ao ano acima da TR acumulada. O Gráfico 5.3 apresenta uma comparação entre a rentabilidade mensal da poupança (aplicação isenta de impostos) e a rentabilidade líquida mensal (após a retenção na fonte dos 20% de imposto de renda sobre os rendimentos) de um fundo de investimentos referenciado DI acessível a pequenos investidores (com retorno hipotético de 80% do CDI-over).





A poupança tampouco propicia um "rendimento real de 6% ao ano", como se afirma com freqüência. Para que esta afirmação fosse verdadeira a TR acumulada deveria equivaler, ao menos no longo prazo, à inflação acumulada. O Gráfico 5.4 mostra que a TR mensal é quase sempre inferior à taxa de inflação mensal medida pelo INPC do IBGE. Ao longo dos 36 meses do período 2000-2002 o rendimento acumulado da poupança foi de aproximadamente 29% (fator de atualização pela TR de 7,74% mais 0,50% ao mês), ao passo que a inflação acumulada superou os 32%. Conseqüentemente, o rendimento real médio da poupança durante o período foi de quase 1% ao ano negativo.

GRÁFICO 5.4 TR Início de Mês (%a.m.) e Inflação pelo INPC (%a.m.) no mesmo Mês (2000 a 2002)



Deduz-se das informações acima que operações livremente negociadas no mercado financeiro e indexadas à TR estarão sujeitas a uma remuneração adicional (spread) substancialmente superior a 6%a.a. para se viabilizarem. Esse spread – denominado "cupom de TR" pelos operadores de mercado – é usualmente expresso na forma da uma taxa prefixada anual na convenção do BaCen (dias úteis na base 252) e capitalizado ao valor já corrigido pela TR.

Os dados relativos ao contrato de swap CDI-over versus TR, divulgados diariamente pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), ilustram o nível de rentabilidade adicional nas operações do mercado financeiro indexadas à TR. As características deste instrumento serão apresentadas no subitem 5.4.1 do presente capítulo. O Gráfico 5.5, construído com cotações de início de mês do período 2000-2002, mostra a variabilidade temporal do cupom de swaps CDI-TR com prazos de três meses e um ano. Ele revela também a necessidade de um spread sempre superior a 13%a.a. para tornar exegüíveis operações interbancárias atualizadas pela TR.

GRÁFICO 5.5 Cupom (%a.a.) de Swaps CDI-TR de 3 Meses e 1 Ano (Início dos meses de 2000 a 2002) 23% 22% 21% **Cupom 12 Meses** 20% 19%

17% 16% **Cupom 3 Meses** 15% 14% 13% Jan/03 Abr/02 Out/02 Ont/00 Out/01 Abr/00Jan/01 Jul/02 Jul/00 Jul/01

5.4.1 Fundamentação do Modelo para Precificação de Operações em TR

Agentes econômicos sofisticados que operam no mercado de renda fixa brasileiro, contam com uma ampla gama de instrumentos financeiros pré e pós-fixados. O tesoureiro de uma hipotética instituição bancária que normalmente capta recursos monetários no mercado interbancário através de operações de certificados de depósito interfinanceiro denominados em reais com prazo de um dia (CDI-over) tem a possibilidade de fixar, a qualquer instante, o custo efetivo desse passivo através da contratação de operações de swap CDI-over versus Pré (CDI-Pré). Da mesma forma, o gestor de um fundo de investimentos RF pode alterar o perfil de sua carteira de títulos públicos federais prefixados (LTN), quer pela troca de papéis (venda de alguns instrumentos e compra de outros com prazos diferentes ou pós-fixados) quer pela contratação de derivativos como o swap CDI-over versus TR (CDI-TR).

O swap CDI-Pré é um dos instrumentos derivativos mais negociados do mercado brasileiro. Tal contrato consiste na assunção de uma posição ativa (passiva) no valor de referência Q reais remunerada à taxa do CDI-over médio Cetip acumulada durante o prazo T do contrato, e de uma posição passiva (ativa), também com valor Q e prazo T, remunerada a uma taxa prefixada.

O swap CDI-TR, embora bem menos difundido que o swap CDI-Pré, ocupa um certo nicho do mercado. É empregado, por exemplo, na estruturação de instrumentos sintéticos com remuneração indexada ao CDI-over a partir de Letras Hipotecárias (LH) corrigidas pela TR emitidas pela Caixa Econômica Federal. Este contrato consiste na assunção de uma posição ativa (passiva) no valor de referência Q reais remunerada à taxa do CDI-over médio Cetip acumulada durante o prazo T do contrato, exatamente como na "ponta CDI" do swap CDI-Pré. A correspondente posição passiva (ativa) tem valor Q e é atualizada pela TR acumulada no período T e por uma taxa prefixada – o chamado cupom de TR do swap.

Dada a existência de uma ampla gama de instrumentos financeiros, agentes econômicos racionais buscarão rebalancear suas carteiras continuamente de modo a maximizar a relação risco-retorno. Assumindo-se a hipótese de eficiência de mercado formulada por Fama [1970], haverá equilíbrio quando os agentes forem indiferentes em relação aos instrumentos de investimento disponíveis no mercado, isto é, quando a remuneração esperada ajustada ao risco de cada alternativa for a mesma. Pode-se afirmar, como corolário, que instrumentos financeiros com idênticos riscos percebidos tenderão a propiciar o mesmo retorno esperado.

Como os swaps CDI-Pré e CDI-TR anteriormente descritos possuem pontas CDI idênticas, os dois contratos terão o mesmo valor no vencimento caso os fluxos de caixa representativos das outras pontas sejam iguais, isto é:

$$Q*(1 + Taxa Pré)^T = Q*\Pi (1 + TR_j)*(1 + Cupom)^T$$
, onde:

Q = Valor de referência de ambos os swaps;

T = prazo dos contratos (dias úteis por 252);

Taxa Pré = Taxa de juros (%a.a.) negociada para o swap CDI-Pré;

 Π = símbolo de produtório, com j variando e 0 a n-1 (n = número de períodos do contrato);

TR_j = TR apurada na j-ésima data de observação, sendo a primeira a da data de início do contrato (ajustada *pro rata* dia útil para o primeiro período) e as demais as das datas-base (excluindo-se a data de vencimento);

Cupom = Taxa de juros (%a.a.) negociada para o swap CDI-TR.

Supondo que vigore a Teoria das Expectativas Puras da estrutura temporal de taxas de juros descrita no subitem 2.4.1 e também chamada teoria das expectativas não enviesadas, o cupom de TR será estabelecido na contratação de modo que swaps CDI-Pré e CDI-TR tenham resultados esperados, no vencimento, idênticos. Isto equivale à imposição da seguinte igualdade:

$$(1 + \text{Taxa Pr\'e})^{\text{T}} = \Pi (1 + \text{E}[\text{TR}_{i}])^{*} (1 + \text{Cupom})^{\text{T}}, \text{ onde:}$$

E[TR_i] = Expectativa da TR a ser apurada na j-ésima data de observação.

Em outras palavras, caso os agentes econômicos não percebam diferença de riscos entre as duas modalidades de swap e caso não exista preferência por posições ativas (passivas) prefixadas *vis a vis* posições ativas (passivas) indexadas à TR, cada agente determinará seu cupom de TR de indiferença com base na equação:

$$(1 + Cupom_A)^T = \underbrace{ (1 + Taxa Pr\acute{e})^T}_{\prod (1 + E_A[TR_j])} \text{ , onde: }$$

Cupom_A = Taxa (*spread*) que torna indiferente para o agente econômico a contratação de swap CDI-Pré ou de swap CDI-TR;

 Π (1 + $E_A[TR_j]$) = Projeção do agente econômico para o fator de atualização pela TR relativo ao prazo T do contrato.

O cupom de TR de equilíbrio no mercado será estabelecido de modo a refletir o agregado das expectativas de todos os agentes econômicos quanto ao fator de atualização pela TR para o período do contrato. Esta taxa exprimirá, em outras palavras, a expectativa de consenso de todos

os participantes do mercado. O modelo proposto para determinação do cupom de operações indexadas à TR é baseado, portanto, na seguinte equação:

 $\Pi (1 + E[TR_i]) = Fator de atualização pela TR esperado para o prazo T do contrato.$

As premissas de seu desenvolvimento implicam na condição de ausência de diferencial de risco entre operações prefixadas e operações indexadas à TR de mesmo prazo. Poder-se-ia argumentar, por exemplo, que existe a possibilidade de mudanças nas regras para determinação da TR por decisão unilateral das autoridades monetárias, tal como observado no passado. Por outro lado, esta incerteza não geraria viés de precificação no cupom de TR se a distribuição de probabilidades dos efeitos de mudanças esperadas fosse simétrica. Assume-se, no desenvolvimento deste capítulo, que não há diferencial de riscos percebido pelos investidores entre essas duas categorias de instrumentos financeiros.

Embora o modelo apresentado tenha sido desenvolvido com base no contrato de swap CDI-TR, ele pode ser generalizado para precificação de qualquer instrumento do mercado financeiro indexado à TR. Face ao exposto, a questão da precificação transforma-se no problema – nada trivial – da estimação do fator de atualização pela TR esperado para o período do contrato, o termo Π (1 + E[TR_j]) no denominador da equação 5.5. Para tanto, cada uma das TR_j futuras deve ser projetada.

5.4.2 Modelo Proposto para Projeção das TR Futuras

Conforme conceituação apresentada no item 5.2, cada TR é obtida pela aplicação de um redutor à TBF correspondente (equação 5.3). O redutor é atualmente calculado com base na equação 5.4 definida pelo BaCen, função da própria TBF e da meta para a taxa Selic (ver Tabela 5.1).

Quando a data de início da TBF é dia útil, ela equivale à taxa média dos CDB/RDB emitidos pelas maiores instituições financeiras, ajustada para base mensal segundo o número de dias úteis efetivamente contidos no período com vencimento correspondente ao dia da emissão no mês seguinte. As TBF relativas a dias não úteis (TBF_{nu}) são calculadas, segundo regras bem

definidas, em função das TBF referentes aos dias úteis imediatamente anterior e posterior (ver equação 5.1). As TBF adicionais (TBF_a), para o primeiro dia de meses mais longos que seus antecedentes, são determinadas pela equação 5.2.

Embora a sistemática oficial estabeleça que as TBF sejam calculadas a partir dos rendimentos médios diários dos CDB/RDB com prazos entre 30 e 35 dias corridos, o modelo aqui apresentado está baseado apenas nos instrumentos com prazo de 30 dias corridos (doravante denominados simplesmente CDB 30). Tal simplificação facilita sobremaneira o processo de cálculo, sem grande prejuízo para a precisão do modelo, e justifica-se pelas práticas de negociação. Os mercados financeiros de balcão em todo o mundo operam diariamente com prazos convencionais fixos, tendo por objetivo aumentar a liquidez dos instrumentos, padronizar contratos e conferir maior transparência na negociação entre agentes econômicos. No caso do mercado brasileiro de depósitos bancários os prazos usuais são 30, 60, 90, 180, 360 e 720 dias corridos, e são pouco freqüentes emissões na forma de RDB. Conseqüentemente, as amostras de CDB/RDB com prazos entre 30 e 35 dias corridos coletadas diariamente pelo BaCen tendem a ser compostas quase que exclusivamente por CDB com prazo igual ao menor período superior a 29 dias corridos (número maior que 30 quando o trigésimo dia corrido resulta não útil, já que nesse caso a convenção determina que o prazo seja estendido até o primeiro dia útil sucessivo).

O problema da projeção da TR para qualquer data futura reduz-se, portanto, ao estabelecimento de uma metodologia para estimação da taxa média dos CDB 30 naquela data (ou de duas taxas, referentes aos dois dias úteis adjacentes, caso se trate de TR de dia não útil). Na prática nem mesmo a taxa média de depósitos relativa à data corrente é diretamente observável, já que ela é divulgada pelo BaCen no segundo dia útil sucessivo (ainda assim indiretamente, na forma de TBF). Entretanto, algumas considerações podem ser feitas quanto ao processo formador de preços de CDB/RDB. No sub-subitem 5.4.2.2 será demonstrado que existe uma forte correlação entre as taxas praticadas por instituições bancárias para atrair recursos nas modalidades de depósito a prazo, e o custo de operações prefixadas de mesmo prazo no mercado interbancário. É possível, por conseguinte, estabelecer uma função matemática estável relacionando a taxa média dos CDB 30 à taxa interbancária prefixada para trinta dias corridos (doravante Pré 30).

A questão passa a ser a projeção de taxas prefixadas para prazo de 30 dias corridos com validade a partir de qualquer dia útil futuro. Estes valores podem, sob certas hipóteses simplificadoras, ser extraídos da estrutura temporal de taxas de juros corrente (doravante ETTJ Pré). O cálculo da TBF para cada dia corrido de determinado período futuro, e a partir daí o de qualquer TR futura, torna-se um processo meramente mecânico de aplicação de regras objetivas. O sub-subitem 5.4.2.1 descreve, passo a passo, a rotina para obtenção de uma série de TR futuras, e a seguir o sub-subitem 5.4.2.2 apresenta um modelo para geração de taxas médias de CDB 30 a partir de taxas Pré 30.

5.4.2.1 Rotina para Estimação das TR Futuras

O conhecimento das normas do BaCen e a formulação de hipóteses simplificadoras baseadas em considerações teóricas e práticas possibilitam a prescrição de uma sistemática para projeção de taxas referenciais futuras. Embora trabalhosa e de relativa complexidade para automatização sistêmica, a rotina de cálculo apresentada é genérica e presta-se não apenas à estimação de uma determinada TR futura, mas à geração de uma estrutura temporal de TR (doravante ET TR) para cada dia corrido a partir da data de observação. A ET TR atende necessidades amplas, tais como a marcação a mercado e a mensuração de riscos de carteiras indexadas a TR. O processo descrito a seguir percorre o caminho inverso ao da apresentação do modelo no subitem 5.4.2.

Primeiro passo: Construção da ETTJ Pré.

A estrutura temporal de taxas de juros atende a dois requisitos do modelo. Fornece o numerador da equação 5.5, o fator (1+Taxa Pré)^T relativo ao prazo da operação que deve ser precificada, e informações primárias para estimação das TR futuras implícitas no termo denominador.

Como o modelo apresentado no subitem 5.4.1 foi desenvolvido para precificação de instrumentos derivativos, a ETTJ Pré representa o conjunto de custos de oportunidade para investimentos livres de riscos de diferentes prazos em moeda nacional. Para implementação da rotina deve-se utilizar, portanto, a estrutura temporal livre de riscos definida no item 3.2 do capítulo 3, baseada na taxa *overnight* do mercado interbancário (CDI-over Cetip) e no rendimento de derivativos de renda fixa (DI futuros e swaps) de diferentes maturidades (vértices). Cada ponto da curva de juros (obtidos por interpolação) identifica uma taxa de juros

prefixada a vista (taxa spot), o custo de capital entre a data de observação (D_0) e o dia útil referente àquele ponto.

Segundo passo: Construção da ETTJ Pré 30.

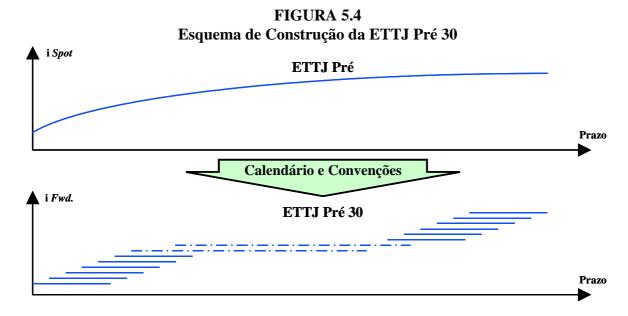
Sob a hipótese anteriormente formulada (subitem 5.4.1) de que a formação das taxas de juros prefixadas está baseada na teoria das expectativas puras, pode-se considerar que a taxa a termo (taxa *forward*) extraída da ETTJ Pré para dado período futuro representa um estimador não enviesado da taxa prefixada a vista que vigorará na data inicial do período. O conceito pode ser formalizado como segue:

E [Taxa Pré
$$30_k$$
] = Taxa Forward 30_k , onde:

E [Taxa Pré 30 k] = Expectativa da taxa prefixada *spot* para o período de 30 dias corridos (DU dias úteis) com início no k-ésimo dia útil futuro;

Taxa *Forward* 30 _k = Taxa a termo relativa ao período de 30 dias corridos (DU dias úteis) com início no k-ésimo dia útil da ETTJ Pré.

A estrutura temporal de taxas prefixadas de 30 dias (ETTJ Pré 30) representa a série de taxas interbancárias esperadas para os períodos convencionais de 30 dias corridos (estendidos até o próximo dia útil quando o trigésimo dia corrido não for útil) com vigência a partir de cada dia útil (D_k) entre a data de referência (D₀) e a data útil 30 dias corridos antes do último ponto da ETTJ Pré. O processo de geração da ETTJ Pré 30, esquematizado na Figura 5.4, requer apenas a especificação da ETTJ Pré e o auxílio de um calendário de feriados ("Redoma").

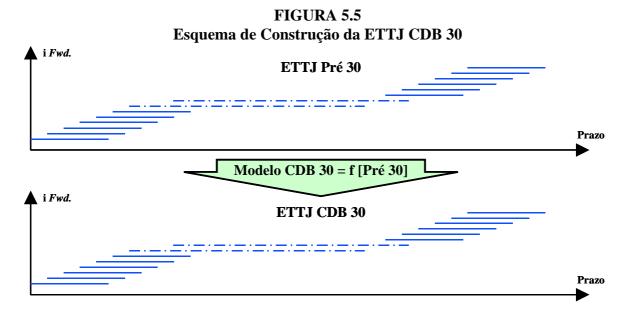


Terceiro passo: Construção da ETTJ CDB 30.

A ETTJ CDB 30 representa a série de estimativas do rendimento médio dos CDB de 30 dias corridos para cada dia útil (D_k) entre a data de referência (D₀) e a data útil 30 dias corridos antes do último ponto da ETTJ Pré. Como mencionado no subitem 5.4.2, o modelo considera apenas o período mais comum na amostra do BaCen constituída por CDB/RDB com prazos entre 30 e 35 dias corridos, ou seja, o prazo convencional de 30 dias. A forma de expressão das taxas de juros e a convenção para estabelecimento do período convencional de 30 dias corridos são as mesmas empregadas na construção da ETTJ Pré 30. Existe, portanto, uma taxa CDB 30 correspondente a cada taxa Pré 30.

No sub-subitem 5.4.2.2 será apresentado um modelo para estimação da taxa média dos CDB de 30 dias, em qualquer data útil futura, a partir da taxa prefixada esperada para a mesma data. A relação entre as duas variáveis será estabelecida mediante a aplicação de um modelo estatístico de previsão às séries históricas de taxas. O valor esperado do CDB 30 pode ser determinado pela função matemática que o relaciona à Pré 30 esperada:

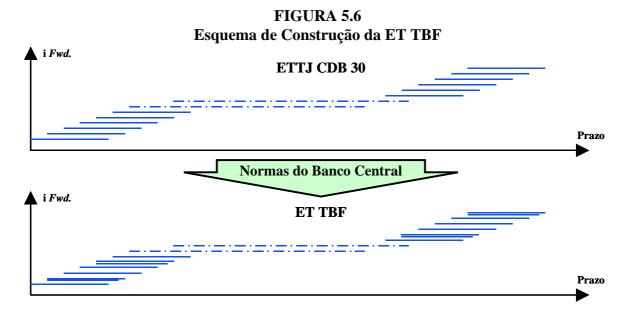
O processo de geração da ETTJ CDB 30, esquematizado na Figura 5.5, requer a construção prévia da ETTJ Pré, a especificação de um modelo matemático definindo a relação entre taxa prefixada e CDB de 30 dias corridos e a estimação dos parâmetros da função de regressão.



Quarto passo: Construção da ET TBF.

A série de projeções das taxas básicas financeiras para cada dia, útil ou não, entre a data de referência (D₀) e a data útil 30 dias corridos antes do último ponto na ETTJ Pré, é dada pela ET TBF. A metodologia do Banco Central especifica, conforme conceituação apresentada no item 5.2, a geração de 372 TBF para cada ano-solar, uma para cada dia do ano mais sete (seis em anos bissextos) adicionais para períodos com data inicial no primeiro dia dos meses 3, 5, 7, 10 e 12 e vencimento dentro do próprio mês de referência.

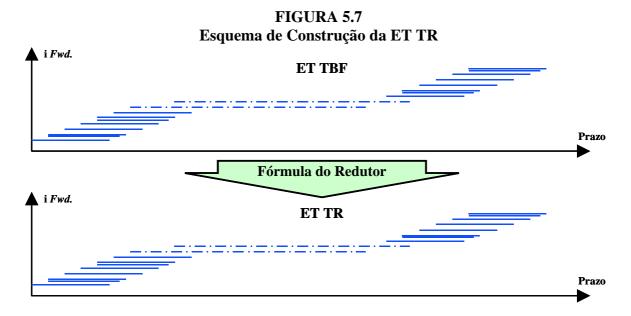
A TBF de dia útil é calculada ajustando-se a taxa em % ao ano do CDB 30 correspondente para efetiva mensal, considerando-se o número de dias úteis até o mesmo dia no mês sucessivo. A TBF de dia não útil é obtida pela média geométrica entre os fatores de capitalização referentes às TBF dos dias úteis antecedente e sucessivo (equação 5.1 do item 5.2). A geração da ET TBF segue o processo esquematizado na Figura 5.6, exigindo a obtenção prévia da ETTJ CDB 30 e o conhecimento das normas do BaCen que regem o cálculo da TBF.



Quinto passo: Construção da ET TR.

A cada taxa básica financeira expressa na ET TBF corresponde uma TR. Esse conjunto de taxas referenciais projetadas, representado pela estrutura temporal de TR apurada em determinada data de referência (D_0), possibilita a precificação, marcação a mercado, quantificação de riscos e outras aplicações relativas a instrumentos financeiros atualizados pela TR.

A construção da ET TR é um processo mecânico, relativamente simples, de aplicação de um redutor à TBF correspondente (equação 5.3). Conforme esquema ilustrativo apresentado na Figura 5.7 abaixo, o procedimento depende da prévia geração de uma ET TBF e da fórmula de cálculo do redutor (equação 5.4) cuja implementação exige a seleção do parâmetro b (Tabela 5.1) em função da meta estabelecida para a taxa Selic. Assim como no segundo passo da presente rotina, invoca-se a hipótese das expectativas puras para assumir que a taxa a termo (forward) de um dia, com vigência a partir da data de início da TBF, é um estimador não enviesado da Selic.



5.4.2.2 Estimação da Taxa Média Diária dos CDB/RDB

Em 5.4.2 foi mencionado que práticas de mercado fazem com que as amostras de CDB/RDB com prazos entre 30 e 35 dias corridos coletadas diariamente pelo BaCen tendam a ser compostas quase que totalmente por CDB com prazo convencional de 30 dias corridos (denominados CDB 30). O modelo apresentado neste capítulo baseia-se na hipótese simplificadora de que a taxa especificada para cálculo da TBF é equivalente à taxa média dos CDB 30 expressa em base mensal ajustada (conceituação no item 5.2). O problema consiste, portanto, no estabelecimento de uma metodologia para estimação da taxa média dos CDB 30 para qualquer data futura.

Considerem-se os critérios utilizados pelos bancos para precificar operações de captação junto ao público na forma de depósitos a prazo. A decisão de emitir um CDB depende das alternativas

ao alcance da instituição financeira. Suponha-se que o gestor da tesouraria necessite de recursos para financiar empréstimos prefixados com prazo médio de 30 dias corridos efetuados pela área comercial do banco, e que seu objetivo seja evitar riscos de variação nas taxas de juros. Ele dispõe de pelo menos duas alternativas básicas, esquematizadas na Figura 5.8: A) Captação de recursos líquidos via emissão de certificados de depósito bancários prefixados de 30 dias (CDB Pré); B) Como praticamente não existem operações interbancárias em reais a taxas prefixadas (ver item 3.2), essa restrição é contornada pela "rolagem" diária de operações compromissadas de captação lastreadas em Certificados de Depósito Interbancário de um dia (CDI-over) e simultânea contratação de um swap CDI-Pré de 30 dias (com "ponta" ativa indexada ao CDI-Over médio Cetip e "ponta" passiva Pré) para fixar o custo pelo prazo desejado.

FIGURA 5.8 Alternativas Disponíveis a Bancos para Captação a Taxa Prefixada de Período

Alternativa A

Ativo	Passivo
Empréstimos	Captação
Pré	CDB Pré

Alternativa B

Ativo	Passivo
Empréstimos	Captação
Pré	CDI-Over
Swap	Swap
Ponta CDI-Over	Ponta Pré

Apesar de as duas estruturas apresentarem perfis equivalentes quanto ao risco de mercado a primeira solução está sujeita a risco de base (diferença potencial entre o CDI-over médio Cetip e a taxa efetiva de captação), risco de crédito (no swap) e risco de liquidez (na "rolagem" diária do CDI-Over), embora praticamente desprezíveis. Os custos operacionais envolvidos, entretanto, diferem substancialmente. A emissão de diversos CDB de valor reduzido via rede de agências requer a existência de uma estrutura operacional bem mais onerosa que a infraestrutura exigida para captação no "atacado" via CDI. Adicionalmente, apenas a captação via CDB está sujeita ao recolhimento de depósito compulsório junto ao Banco Central. Conseqüentemente, a taxa nominal média dos CDB emitidos pelo sistema bancário tende a ser sistematicamente inferior à taxa pré do swap CDI-Pré de mesmo prazo.

Suponha-se que o diferencial de custos e riscos entre as duas alternativas de captação para a iesima instituição financeira seja em parte função do prazo da operação (sintetizado pelo *spread* K_i expresso em % ao ano) e em parte constante (representado por C_i). Tal instituição emitirá CDB quando o valor esperado do passivo ao final do período for inferior ao valor da alternativa CDI-over mais swap CDI-Pré, isto é:

$$E[q * (1 + Taxa CDB_i)^t * (1 + K_i)^t + C_i] < E[q * (1 + Taxa Pré)^t]$$
, onde:

q = Valor captado pela i-esima instituição;

Taxa CDB_i = Taxa de juros nominal do CDB de prazo t emitido pela i-esima instituição;

Taxa Pré = Taxa de juros (ponta pré) do swap CDI-Pré de mercado de prazo t.

Em um mercado competitivo haverá equilíbrio quando os participantes, no agregado, forem indiferentes entre as duas formas de captação de recursos, isto é, quando o custo total esperado para cada uma das alternativas for igual:

$$E[Q*(1+Taxa CDB)^t*(1+K)^t+C] = E[Q*(1+Taxa Pré)^t]$$
, onde:

Taxa CDB = Taxa média ponderada dos CDB de prazo t;

Taxa Pré = Taxa média ponderada da ponta prefixada dos swaps CDI-Pré de prazo t;

K = Spread representativo do diferencial de custos e riscos função do prazo da operação;

C = Parcela constante do diferencial de custos e riscos entre alternativas de captação.

A equação acima pode ser simplificada e reescrita, para o caso particular de operações de 30 dias corridos de prazo - equivalente a DU dias úteis - da seguinte forma:

$$(1 + \text{CDB } 30)^{\text{DU}/252} = \alpha + \beta * (1 + \text{Pr\'e } 30)^{\text{DU}/252}$$
, onde: (5.6)

(1 + CDB 30)^{DU/252} = Média ponderada dos fatores de capitalização dos CDB com prazo de 30 dias corridos (DU dias úteis);

(1 + Pré 30)^{DU/252} = Média ponderada dos fatores de capitalização das pontas prefixadas dos swaps CDI-Pré de 30 dias corridos de prazo (DU dias úteis).

Caso os valores de K e C sejam constantes no tempo α e β serão estáveis. Sob esta condição a série de dados do fator de capitalização da variável CDB 30 poderá ser representada graficamente como uma função do fator de capitalização da variável Pré 30, assumindo a forma de uma reta com interseção α e coeficiente angular β. Como demonstrado adiante, existe uma forte relação entre as taxas praticadas por instituições bancárias para atrair recursos nas modalidades de depósito a prazo e o custo de operações alternativas no mercado interbancário. Tal relação pode ser estabelecida mediante aplicação da técnica estatística de regressão linear

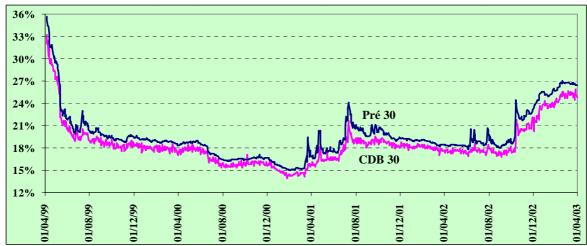
simples, e os valores dos parâmetros α e β estimados a partir de dados históricos. Para tanto são necessárias séries temporais suficientemente longas de taxas CDB 30 e Pré 30 diárias.

Na prática, a taxa média apurada a cada dia útil pelo BaCen não é divulgada de forma explícita, mas pode ser inferida a partir da TBF correspondente. A taxa efetiva de 1,4636% para os 22 dias úteis da TBF relativa ao período 05/03/02 - 05/04/02, por exemplo, foi calculada pela conversão da taxa 18,108524%a.a. (isto é, 1,18108524^{22/252} -1), assumindo-se ter sido esta a remuneração média ponderada dos CDB de 30 dias corridos emitidos em 05/03/02 para vencimento em 04/04/02 (21 dias úteis de prazo).

Seguindo-se a mesma sistemática de cálculo para cada um dos 1.003 dias úteis nos quatro anos compreendidos entre 01/04/1999 e 31/03/2003, foi construída uma série histórica de CDB 30 (expressa em percentual ao ano na convenção de dias úteis por 252). A data inicial do período foi selecionada para excluir a vigência do regime cambial de bandas (março de 96 a janeiro de 99), quando a política monetária esteve condicionada aos choques externos, bem como o período de transição altamente volátil que se seguiu à flutuação da moeda (meados de janeiro a março de 99). Nos dias com mais de uma TBF (o dia primeiro dos meses de março, maio, julho, outubro e dezembro) foram adotadas somente aquelas com vencimento no primeiro dia do mês seguinte.

A série histórica de taxas Pré 30 para cada dia útil do mesmo período (expressas na mesma convenção das taxas CDB 30) foi extraída do conjunto de estruturas temporais de taxas de juros prefixadas em reais geradas para realização dos testes empíricos e descritas em detalhe no item 5.5. A taxa Pré para 30 dias corridos correspondente ao período exemplificado acima (com 21 dias úteis entre 05/03/02 e 04/04/02), por exemplo, foi 18,628044%a.a. O Gráfico 5.6, na página seguinte, ilustra a evolução temporal das séries de taxas.





A Tabela 5.3 resume algumas estatísticas das variáveis CDB 30, Pré 30 e Prazo DU (dias úteis) durante o período estudado:

TABELA 5.3 Taxas (%a.a.) Pré 30 e CDB 30 - Prazo DU (Abr/1999 a Mar/2003)

Variável	Média	Desvio Padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Pré 30	19,63%	3,21%	15,01%	35,62%
CDB 30	18,49%	2,90%	13,85%	33,26%
Prazo DU	21,0	0,9	19	22

A estimação dos parâmetros α e β da equação de regressão 5.6 foi realizada pela aplicação do método dos mínimos quadrados ordinários à amostra selecionada contendo 1.003 pares de dados. Os resultados obtidos encontram-se resumidos na Tabela 5.4:

TABELA 5.4 Parâmetros da Equação 5.6 – Série Completa de Dados (Abr/1999 a Mar/2003)

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t
Interseção α	0,0998	0,0044	22,61
Coeficiente angular β	0,9008	0,0043	207,10
R-Quadrado	0,9772	-	-

Análise das estatísticas da regressão revela que as estimativas de α e β para 99% de grau de confiança (valor crítico de t igual a 2,58 para teste bi-caudal) são estatisticamente diferentes de zero, sendo que o coeficiente de determinação R² aponta altíssima correlação positiva entre as variáveis (isto é, mais de 97% das variações na taxa CDB 30 estão associadas a variações na taxa

Pré 30). Os resultados confirmam também, ao menos para o domínio estudado da variável Pré 30 (entre 15,01% e 35,62%), a formulação teórica no desenvolvimento da equação 5.6: existência de uma componente constante (parâmetro α diferente de zero) e de uma componente variável função do prazo (parâmetro β diferente da unidade) representativas do diferencial de custos e riscos entre captação de recursos "no varejo" em substituição à alternativa "no atacado".

Ou seja, a equação abaixo representa um modelo robusto e estável no longo prazo para estimação da taxa média de CDB de 30 dias a partir da taxa Pré relativa ao mesmo período.

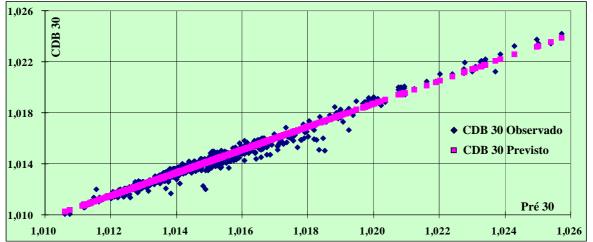
$$(1 + \text{CDB } 30)^{\text{DU}/252} = 0.0998 + 0.9008*(1 + \text{Pr\'e } 30)^{\text{DU}/252} + \text{e}$$
, onde:

e = Termo de perturbação ou erro do modelo.

Este modelo permite o estabelecimento de uma taxa CDB 30 futura para cada taxa Pré a termo correspondente, e resolve o problema relativo ao Terceiro passo da rotina para estimação de TR futura (sub-subitem 5.4.2.1), a única etapa não solucionável pela aplicação mecânica de hipóteses simplificadoras, convenções de mercado e regras do Banco Central.

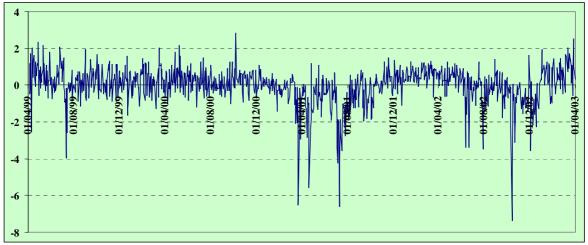
O Gráfico 5.7 apresenta a plotagem dos dados históricos de CDB 30 contra Pré 30 (série com maior grau de dispersão), em comparação com os CDB 30 previstos obtidos pela substituição dos dados históricos Pré 30 na equação acima (ajuste de linha).

 $GR \acute{A} FICO~5.7$ Plotagem de Ajuste (1+CDB 30) = α + β *(1+Pré 30) – Série Completa (Abr/99 a Mar/03)



Apesar do excelente ajuste do modelo de regressão, em algumas datas os resíduos padronizados (calculados como a diferença entre o CDB 30 observado e o CDB 30 previsto, ou resíduo, dividido pelo desvio padrão σ da série de resíduos) alcançaram valores expressivos, especialmente aqueles negativos (ver Gráfico 5.8).

GRÁFICO 5.8 Resíduos Padronizados (CDB Obs. menos Previsto) — Série Completa (Abr/99 a Mar/03)



Dentre os resíduos negativos 33 ultrapassaram -1,96. σ (correspondente ao intervalo de confiança bi-caudal de 95%), atingindo o valor máximo de -7,37. σ em 14 de outubro de 2002, equivalente a -3,17%a.a. de diferença entre as taxas nominais CDB observado e CDB previsto. Já os resíduos positivos extremos (superiores a +1,96. σ) foram apenas 9 e alcançaram no máximo +2,86. σ (em 06 de outubro de 2000), equivalente a +1,38%a.a. em valor nominal. Naquela data foi registrado também o único valor negativo de taxas Pré menos CDB em toda a série (uma aparente anomalia nos dados divulgados pelo BaCen, pois naquele dia o CDB implícito na TBF sofreu um salto de 1,30%a.a. em relação à média dos 10 dias anteriores e dos 10 dias posteriores, enquanto a taxa Pré manteve-se no mesmo patamar do período).

A ocorrência destes *outliers* pode ser explicada, ao menos em parte, pela prática dos bancos de só ajustarem as taxas praticadas para emissão de CDB após a confirmação de que elevações repentinas nas taxas de mercado sejam definitivas. De fato, são bem mais freqüentes (33) os desvios extremos negativos - resultado da elevação da taxa Pré, e conseqüentemente do CDB previsto pelo modelo, sem aumento concomitante do CDB efetivamente negociado no mercado.

Os resíduos diários aparentemente aleatórios podem estar associados, por outro lado, à natureza da série de dados empregada na estimação dos parâmetros da regressão. Como existe uma clara segmentação do mercado, com instituições financeiras praticando taxas de CDB diferenciadas, variações diárias nos volumes negociados (e conseqüentemente na ponderação da amostra do BaCen) introduzem oscilações espúrias nos valores CDB 30.

Adicionalmente, enquanto a série CDB 30 representa taxas médias ponderadas diárias (com forte concentração dos negócios no período da manhã), a série Pré 30 adotada reflete condições de negociação em torno do horário de fechamento dos mercados de instrumentos derivativos. Os eventos de 14 de outubro de 2002 representam um exemplo extremo deste fenômeno: naquela data o Comitê de Política Monetária do Banco Central (COPOM) realizou reunião extraordinária no meio do dia e promoveu aumento na taxa meta Selic de 18% para 21%. A taxa Pré 30 fechou 4,50% acima da média dos 10 dias anteriores, enquanto a taxa CDB 30 sofreu elevação de apenas 1,00%, resultando no maior resíduo padronizado de toda a amostra (isto é, -7,37.σ).

Em razão da existência de "ruído" nas séries de dados históricos coletados – isto é, desvios não associados a reais fenômenos econômicos - foram removidos da amostra 42 *outliers* (9 dados com resíduos padronizados superiores a $+1,96.\sigma$ e 33 dados com resíduos padronizados inferiores a $-1,96.\sigma$), representando ao todo 4,2% das 1.003 observações originais.

Os parâmetros α e β da equação de regressão 5.6 foram estimados novamente com base apenas nos 961 pares de dados remanescentes. A Tabela 5.5 que segue resume os resultados obtidos:

TABELA 5.5 Parâmetros da Equação 5.6 – Série de Dados Sem *Outliers* (Abr/1999 a Mar/2003)

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t	
Interseção α	0,0902	0,0033	27,22	
Coeficiente angular β	0,9104	0,0033	278,85	
R-Quadrado	0,9878	-	-	

O tratamento dos dados provoca melhoria marginal nas estatísticas e a reta de ajuste sofre apenas uma ligeira rotação anti-horária. A equação para o modelo assume a seguinte forma:

$$(1 + \text{CDB } 30)^{\text{DU}/252} = 0.0902 + 0.9104 * (1 + \text{Pr\'e } 30)^{\text{DU}/252} + \text{e}$$
, onde: (5.7)

CDB 30 = Taxa (%a.a.) do CDB de 30 dias corridos (DU dias úteis) de prazo, com início na data d;

Pré 30 = Taxa (%a.a.) prefixada para DU dias úteis, com início na data d, extraída da ETTJ livre de riscos em reais definida no item 3.2;

e = Termo de perturbação ou erro do modelo.

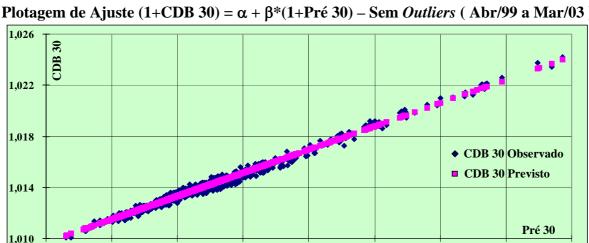
1,012

1,010

1,014

1,016

O Gráfico 5.9 a seguir ilustra o excelente ajuste do modelo no longo prazo.



1,018

1,020

1,022

1,024

1,026

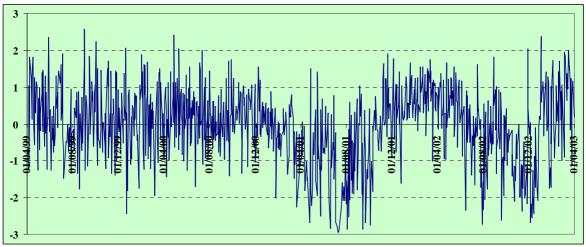
GRÁFICO 5.9 Plotagem de Ajuste (1+CDB 30) = $\alpha + \beta*(1+Pré 30)$ – Sem Outliers (Abr/99 a Mar/03)

Dada a significância dos resultados obtidos, torna-se desnecessário o emprego de tratamentos mais sofisticados para outliers tais como os vários métodos de estimação por regressão robusta sugeridos por Mendes e Duarte [1998] para o mercado brasileiro (mais sujeito à ocorrência de valores extremos). É importante destacar também que a eliminação de um número maior de outliers negativos - representando os desvios observados mais extremos - pode introduzir um viés de alta nos CDB 30 estimados (isto é, valores projetados de CDB 30 mais elevados na média que os valores efetivamente realizados), e consequentemente um viés de baixa no cupom de TR.

A eliminação de alguns dados originais faz com que os resíduos padronizados da nova regressão (Gráfico 5.10 abaixo) figuem contidos no intervalo -2,97.σ em 09 de julho de 2001 (diferença nominal entre as taxas CDB observado e CDB previsto igual a -0,84%a.a., provavelmente um

dado anômalo em razão do feriado no Estado de São Paulo) e +2,58.σ em 01 de setembro de 1999 (equivalente a 0,87%a.a. em valor nominal).

GRÁFICO 5.10 Resíduos Padronizados (CDB Obs. menos Previsto) – Sem *Outliers* (Abr/99 a Mar/03)



Pode-se observar, entretanto, que os resíduos não seguem um passeio aleatório perfeito, especialmente na segunda metade do período analisado. Como o modelo será empregado neste trabalho para análise empírica de longo prazo, tais desvios são pouco relevantes. Os resultados bastante semelhantes (Tabela 5.6 abaixo) das regressões relativas a cada um dos semi-períodos de dois anos da amostra (Abr/1999-Mar/2001 e Abr/2001-Mar/2003), são um indicador adicional da estabilidade dos parâmetros no longo prazo.

TABELA 5.6 Parâmetros da Equação 5.6 – Duas Simi-Séries Sem *Outliers* (Abr/1999 a Mar/2003)

Período Abr/1999-Mar/2001 (486 observações)

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t
Interseção α	0,0819	0,0036	23,08
Coeficiente angular β	0,9186	0,0035	262,46
R-Quadrado	0,9930	-	-

Período Abr/2001-Mar/2003 (475 observações)

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t
Interseção α	0,0937	0,0063	14,98
Coeficiente angular β	0,9069	0,0062	147,19
R-Quadrado	0,9786	-	-

Por outro lado, existe evidência de oscilação na relação CDB vs. Pré de curto prazo, particularmente no segundo semi-período (a auto-correlação dos resíduos - para defasagem de

um dia - aproxima-se de zero no primeiro segmento e de +0,50 no segundo). É provável que variáveis como fusões e acirramento da concorrência no varejo bancário, mudanças na regulamentação (depósito compulsório por exemplo) e na tributação (por exemplo a CPMF para os investidores) e outros fatores conjunturais (aumento da demanda por depósitos bancários em 2002, em razão da aversão dos investidores a títulos públicos federais) alterem, ao longo do tempo, o ponto de indiferença entre captação via depósitos a prazo e via operações do mercado interbancário. A aplicação cotidiana do modelo para precificação de operações em TR pode requerer uma calibragem mais acurada e freqüente de α e β, tal como ocorre com a estimação do parâmetro volatilidade para precificação de opções e mensuração de riscos de mercado.

Convém avaliar também em que medida regressões com variáveis na forma de fatores de capitalização $(1 + X)^{DU/252}$ e $(1 + Y)^{DU/252}$ têm seu coeficiente de determinação positivamente influenciado pela correlação unitária entre os valores DU nos dois lados da equação (variável determinística que aqui assume valores inteiros entre 19 e 22 inclusive). Para se aferir esse possível efeito distorcivo, foi considerado o modelo alternativo definido pela equação 5.8 abaixo que relaciona as variáveis CDB 30 e Pré 30 expressas em percentual ao ano de 252 dias úteis (os significados dos termos literais são os mesmos da equação 5.7):

CDB
$$30 = \alpha' + \beta' * Pré 30 + e$$
, onde: (5.8)

A estimação dos parâmetros α ' e β ' foi realizada empregando-se a mesma metodologia utilizada para o modelo original. Com base na regressão realizada com os 1.003 pares de dados da amostra de dados históricos original foram removidos 42 *outliers* (8 dados com resíduos padronizados superiores a +1,96. σ e 34 com resíduos padronizados inferiores a -1,96. σ). A nova regressão, baseada nos remanescentes 961 pares de dados, apresentou as estatísticas resumidas na Tabela 5.7 abaixo:

TABELA 5.7 Parâmetros da Equação 5.8 – Série de Dados Sem *Outliers* (Abr/1999 a Mar/2003)

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t
Interseção α	0,0084	0,0007	12,85
Coeficiente angular β	0,9015	0,0033	273,70
R-Quadrado	0,9874	-	-

Tal regressão não parece substancialmente diferente da original (equação 5.7), indicando não haver viés no coeficiente de determinação da função nos fatores de capitalização. Os dados da amostra reduzida foram também utilizados na verificação da linearidade da função. As séries de CDB e Pré foram divididas em duas amostras, com aproximadamente o mesmo número de dados, uma contendo os 479 pares com taxas Pré inferiores a 18,90% e a outra contendo os 482 pares com taxas Pré superiores a 18,90%. Os resultados, apresentados na Tabela 5.8 abaixo, indicam certa concavidade na relação CDB 30-Pré 30 pois a inclinação da semi-reta inferior (para baixas taxas prefixadas) é maior que a da semi-reta superior (taxas Pré elevadas).

TABELA 5.8 Parâmetros da Equação 5.8 – Duas Séries Sem *Outliers* (Abr/1999 a Mar/2003)

Taxas Pré < 18,90% (479 observações)

	<u> </u>
Parâmetro	Valor
Interseção α	0,0032
Coeficiente angular β	0,9331
R-Quadrado	0,9466

Taxas Pré > 18,90% (482 observações)

	<u> </u>
Parâmetro	Valor
Interseção α	0,0063
Coeficiente angular β	0,9097
R-Quadrado	0,9850

Em razão dessa evidência foi considerada também a possibilidade de as séries de dados ajustarem-se melhor a uma relação não linear do tipo $Y = a.X^b$, função côncava para b entre zero e um, e convexa para b superior a um. Os parâmetros dessa função exponencial podem ser estimados por regressão linear simples mediante transformação prévia na equação linear equivalente $\ln [X] = \ln [a] + b * \ln [X]$. A mesma metodologia utilizada para o modelo linear nos fatores foi empregada na estimação dos parâmetros α "e β " do modelo descrito pela equação 5.9 abaixo (os significados dos termos literais são os mesmos da equação 5.7):

CDB
$$30 = \alpha$$
" * [Pré 30] β " + e (5.9)

Após remoção de 35 *outliers* no estágio intermediário de estimação, os resultados obtidos foram os resumidos na Tabela 5.9:

TABELA 5.9 Parâmetros da Equação 5.9 – Série de Dados Sem *Outliers* (Abr/1999 a Mar/2003)

Parâmetro	Valor	Erro Padrão	Estatística t
Interseção α	0,8758	0,0410	21,38
Coeficiente angular β	0,9536	0,0038	253,49
R-Quadrado	0,9852	-	-

A diferença entre taxas CDB 30 estimadas com base nas relações linear e exponencial das funções em taxas anuais não superou 0,02% em valor absoluto para valores da taxa Pré entre 15%a.a. e 24,50%a.a. Tais diferenças aumentaram progressivamente acima de 24,50%a.a., e para taxas Pré em torno de 34,50%a.a. a relação exponencial gerou taxas CDB 30 estimadas aproximadamente 0,20%a.a. inferiores.

Uma avaliação comparativa das três metodologias alternativas de estimação da taxa CDB 30 a partir da taxa Pré 30 será realizada, de forma indireta, por ocasião dos testes empíricos de cálculo do cupom de TR no próximo item do trabalho.

5.5 Testes Empíricos

Para verificação prática do modelo proposto no subitem 5.4.1, foram precificados Swaps CDI-TR de três (3) e doze (12) meses de prazo com data inicial em cada um dos 991 dias úteis (na cidade de São Paulo) do período de quatro anos compreendido entre 01/Jul/1999 e 30/Jun/2003. Para possibilitar a comparação dos valores calculados com as cotações publicadas pela Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F), foram respeitadas as datas de vencimento convencionais do mercado de swaps (o primeiro dia útil após 90 dias corridos da data inicial no caso de contratos de três meses, e a primeira segunda-feira útil após 360 dias corridos nos contratos de doze meses).

A implementação do modelo em planilha eletrônica seria extremamente laboriosa, ou mesmo inviável, com uso apenas dos recursos disponíveis no programa. Para resolver o problema foi desenvolvida uma função especial, do tipo Suplemento XLL para o Microsoft Excel, escrita em linguagem C++. Para determinado dia útil (data de início) a ferramenta executa uma rotina de cálculo, tal como aquela descrita no sub-subitem 5.4.2.1, e retorna o cupom de TR (em %a.a. na convenção dia útil na base 252) para o contrato com data de vencimento especificada.

Os dados de entrada dessa função incluem: um arquivo texto (.txt) contendo o calendário de feriados, um arquivo texto com as curvas de juros (ETTJ Pré) para cada dia útil do período em análise, as datas inicial e de vencimento do contrato, a especificação de um dos três tipos de função de regressão CDB 30 = f [Pré 30] apresentados no sub-subitem 5.4.2.2 e seus parâmetros α e β , e ainda os parâmetros a e b para cálculo do redutor (equação 5.4 do item 5.2).

Uma série histórica diária de curvas de juros foi construída cobrindo os seis (6) anos entre 02/Jan/1998 e 31/Dez/2003. Seguindo a definição de ETTJ livre de riscos do item 3.2, cada curva foi definida a partir de alguns pontos, ditos vértices, expressos na forma de taxa anual na convenção do BaCen (DU/252). Foram adotadas, como regra geral, as taxas nominais relativas ao CDI-Over Médio Cetip, aos três primeiros vencimentos de contratos DI futuro da BM&F (mais especificamente a taxa de juros extraída do PU de ajuste publicado) e aos swaps CDI-Pré de prazo 6, 12, 24 e 36 meses (cotação "referencial") da BM&F.

Algumas exceções a essa regra foram introduzidas. Nas datas em que faltavam apenas dois dias úteis para liquidação do primeiro DI o quarto vencimento do contrato também foi incluído, e no dia seguinte a essas datas o primeiro DI, com apenas um dia útil de prazo, foi ignorado. Em 14 e 15 de outubro de 2002 as taxas dos DI futuros foram substituídas pelas dos swaps CDI-Pré de 1, 2 e 3 meses, pois a reunião extraordinária do COPOM levou ao acionamento do limite de oscilação na BM&F e à conseqüente contenção do PU de ajuste de alguns contratos em patamar artificial. Nos dias considerados úteis para o mercado monetário em que a BM&F não operou (25/Jan, 09/Jul, 24/Dez e último saque do ano), a ETTJ foi gerada como *forward* de um dia da curva da véspera (isto é, corrigidas pelo CDI-over do primeiro vértice).

Os pontos intermediários das curvas, para cada dia útil, foram obtidos por interpolação. O processo consiste no estabelecimento de uma função contínua, sendo que a metodologia deve obedecer ao processo formador das taxas de juros. Como as taxas diárias em reais permanecem praticamente estáveis entre reuniões do COPOM foi adotado o procedimento, amplamente utilizado por operadores do mercado, que assume taxas *forward* diárias constantes entre vértices. Cada ETTJ Pré representa o conjunto de taxas prefixadas a vista (taxas *spot*) entre a data de

referência da curva e cada dia útil futuro até a data de vencimento do vértice mais longo. A Figura 3.3 (item 3.2) apresenta alguns exemplos dessas curvas.

5.5.1 Etapas de Cálculo do Cupom de TR pela Função XLL

Suponha-se que o objetivo seja calcular o cupom de TR de um swap CDI-TR com data inicial 05/Mar/02 e data de vencimento 27/Mai/02 (83 dias corridos e 57 dias úteis). O primeiro passo consiste na definição das datas dos eventos da operação. Seguindo as regras definidas no subitem 5.2.1, a data-base do contrato é o dia 27. Assim, as atualizações serão efetuadas em 27/Mar, 27/Abr e 27/Mai com base nas TR relativas às datas 05/Mar, 27/Mar, 27/Abr respectivamente. Como 27/Abr é sábado, sua TBF_{nu} é função das TBF dos dias úteis adjacentes (26/Abr e 29/Abr) e calculada de acordo com a equação 5.1 do item 5.2.

A obtenção das TBF para os dias 05/Mar, 27/Mar, 26/Abr e 29/Abr segue a mesma sistemática de cálculo aqui exemplificada para a data 27/Mar. O CDB de 30 dias corridos emitido em 27/Mar tem vencimento no dia útil 26/Abr. A taxa básica (Pré 30) projetada para esse período é a taxa *forward* extraída das respectivas taxas *spot* fornecidas pela ETTJ Pré do dia 05/Mar. O CDB 30 para esse mesmo intervalo temporal é dado por uma das equações de regressão descritas no sub-subitem 5.4.2.2. A TBF para atualização entre as datas-base 27/Mar e 27/Abr é, portanto, a taxa desse CDB 30, com 21 dias úteis de prazo, ajustada para os efetivos 22 dias úteis da TBF.

A projeção de cada uma das três TR relevantes decorre da aplicação do redutor definido pela equação 5.4 (item 5.2) à TBF correspondente, lembrando que a TBF_{nu} de 27/Abr deriva das TBF estimadas para os dias úteis 26/Abr e 29/Abr. Assume-se, adicionalmente, que a meta para a taxa Selic na data de referência da TBF, informação necessária para seleção (Tabela 5.1) do parâmetro b na fórmula do redutor, é a taxa *forward* de um dia extraída da ETTJ Pré.

A expectativa do fator de atualização pela TR para o prazo do referido contrato de swap, o termo denominador Π(1+E[TR_j]) da equação 5.5 que define o modelo de precificação, é dado pela acumulação *pro rata* dia (16/22) da TR inicial de 22 dias úteis (05/Mar-05/Abr) até a primeira data-base (16 dias úteis entre 05/Mar e 27/Mar), com as duas TR relativas às datas de referência 27/Mar e 27/Abr. O numerador (1+Taxa Pré)^{57/252} da mesma equação é extraído diretamente da

ETTJ Pré do dia 05/Mar. O cupom de TR, expresso em percentual ao ano para dias úteis na base 252, deriva do fator de capitalização (1+Cupom)^{57/252} da fórmula.

5.5.2 Resultados dos Testes

O passo mais subjetivo do algoritmo de cálculo proposto é o da obtenção das projeções de taxas CDB 30 a partir de taxas Pré 30. Procurou-se avaliar, portanto, o impacto da seleção do modelo de regressão na precificação de contratos de swap CDI-TR de 12 meses de prazo pela função XLL descrita no subitem 5.5.1. Especificando-se alternativamente os três modelos propostos no sub-subitem 5.4.2.2, foram obtidos três cupons de TR para cada dia útil entre 01/Jul/1999 e 30/Jun/2003.

A diferença média entre essas séries de taxas é pouco significativa. Tomando-se por referência os valores calculados com a equação 5.7 (linear nos fatores de capitalização), a equação 5.8 (linear nas taxas) produziu cupom de TR médio 0,019% a.a. superior e a equação 5.9 (exponencial nas taxas) valor médio 0,032% a.a. mais elevado. O Gráfico 5.11 a seguir mostra, entretanto, que as divergências pontuais entre séries podem ser bem mais expressivas. Enquanto o diferencial entre os modelos lineares (equações 5.7 e 5.8) apresenta certa estabilidade, a equação exponencial 5.9 produz desvios bem maiores (valor máximo de 0,084% a.a. em 15/Out/02) e persistentes quando a ETTJ Pré assume perfil ascendente, tal como no período de crise entre Jun/2002 e Mai/2003.

0,09% 0,08% 0,07% 0,06% Eq.5.9-Eq.5.7 0,05% 0,04% 0,03% 0,02% Eq.5.8-Eq.5.7 0,01% 0,00% 01/03/01 01/03/00 01/02/00 01/03/02 01/0//02 01/11/02 01/03/03

GRÁFICO 5.11 Diferença entre Cupons (%a.a.) de Swap CDI-TR de 12 Meses (Jul/1999 a Jun/2003)

11/02/0

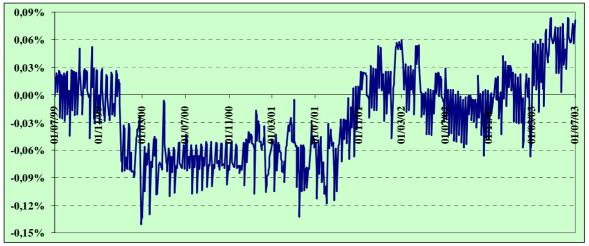
Ao longo do período de estudo o cupom do swap CDI-TR de um ano de prazo, calculado pelo modelo proposto com base na equação de referência 5.7, oscilou entre 14,10%a.a. e 22,76%a.a.. O Gráfico 5.12 mostra que o valor do cupom está diretamente associado ao nível da taxa prefixada de mesmo prazo, e que o "descolamento" entre as séries aumenta com a elevação do patamar de taxas pré (oscilando entre o mínimo de 1,30%a.a. e o máximo de 9,93%a.a.).

GRÁFICO 5.12 Taxas (%a.a.) Prefixada e Cupom de Swap CDI-TR de 12 Meses (Jul/1999 a Jun/2003)



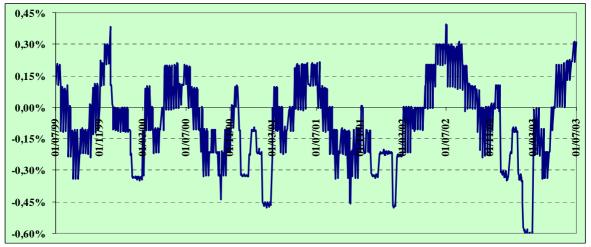
Dada a complexidade da rotina de cálculo do modelo apresentado, decorrente principalmente das irregularidades do calendário civil e dos períodos de atualização, procurou-se avaliar o grau de aproximação entre valores obtidos por um modelo simplificado (*naïve*) e pelo modelo proposto. O modelo *naïve* consiste no cálculo de uma taxa prefixada média para 21 dias úteis (Pré 21) implícita no numerador da equação 5.5, valor obtido pela elevação deste à potência 21/DU (sendo DU o número de dias úteis contidos no prazo do swap). A partir dessa taxa prefixada padronizada estimam-se, da forma usual, os correspondentes CDB 21 e TR 21. A partir dessa TR única é possível calcular o denominador Π(1+E[TR_j]) da equação 5.5, de forma aproximada, pela fórmula (1+TR 21)^{DU/21}. O Gráfico 5.13 mostra que, durante os quatro anos do período avaliado, a diferença entre os cupons de swap CDI-TR com um ano de prazo calculados pelo modelo *naïve* e pelo modelo complexo (empregando-se nos dois casos a equação de regressão 5.7) apresentou variabilidade moderada em torno de -0,023%a.a. de valor médio.





O padrão de comportamento dessa diferença decorre da variabilidade do número de dias úteis (DU) contidos no termo do swap. Ela tende a zero quando o número de saques é 252 (múltiplo inteiro de 21), e aumenta quando existe no contrato um período residual no qual a atualização é baseada no valor *pro rata* dia da TR inicial (peculiaridade capturada pelo método complexo, mas não pelo modelo *naïve*). Em swaps CDI-TR de 3 meses de prazo a relevância desse período inicial é proporcionalmente maior, e o grau de imprecisão da metodologia simplificada bem mais evidente. A diferença média aumenta para -0,062%a.a., e a dispersão de valores apresenta amplitude pelo menos quatro vezes maior que no caso de contratos de um ano. O padrão sazonal visível no Gráfico 5.14 abaixo é determinado pela variabilidade do número de saques em períodos sucessivos de 90 dias corridos do calendário civil.

GRÁFICO 5.14 Cupom TR 3M (%a.a.) - Modelo *Naïve* menos Modelo Proposto (Jul/1999 a Jun/2003)

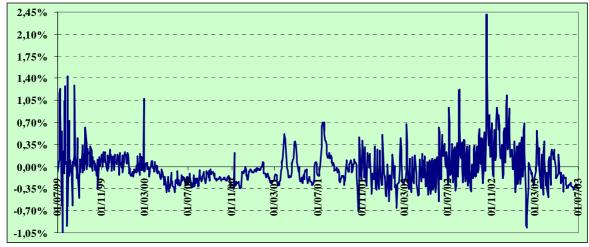


Os valores calculados pelo modelo proposto foram também confrontados com as cotações diárias publicadas pela BM&F. Cumpre ressaltar que embora algumas instituições financeiras atuem ativamente nesse segmento do mercado (com BankBoston, CEF, Safra e Unibanco em posição de destaque), o volume de swaps CDI-TR livremente negociados é relativamente baixo, já que parcela significativa dos contratos realizados está associada a operações sintéticas de renda fixa com Letras Hipotecárias (indexadas à TR) "swappadas" para CDI. Quando a BM&F deu início à apuração e divulgação desses dados, no final de 1997, as taxas eram fornecidas por participantes do mercado. Para contornar a dificuldade de coleta causada pelo baixo número de contribuintes a bolsa desenvolveu, subseqüentemente, um algoritmo de cálculo que é esporadicamente validado contra dados de mercado.

A metodologia da BM&F fundamenta-se na projeção da taxa do certificado de depósito bancário (CDB) que dá origem à TBF a partir de um percentual da rentabilidade diária implícita na taxa prefixada de mesmo prazo. Esse percentual é estimado diariamente como a média da relação entre pares de taxa over-dia extraídas da TBF e da taxa pré correspondente nos cinco dias precedentes. O valor é aplicado à taxa prefixada *spot* de 30 dias e à série de taxas *forward* de 30 dias para obter as projeções das várias TBF e a partir delas cada TR até a maturidade do contrato. Assim como no caso do modelo *naïve* apresentado acima, essa metodologia não captura todos os efeitos do calendário e das regras de atualização contratual anteriormente discutidos.

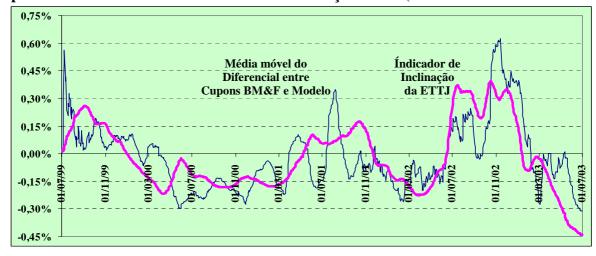
O Gráfico 5.15 mostra, também para cada dia útil entre 01/Jul/1999 e 30/Jun/2003, a diferença entre os cupons de swap CDI-TR de um ano divulgados pela BM&F e os valores calculados pelo modelo proposto com a equação de regressão 5.7. Embora o valor médio de -0,075%a.a. não seja expressivo, a dispersão dos desvios é considerável.





A variabilidade diária das diferenças pode ser atribuída, em grande parte, aos efeitos das simplificações no modelo da bolsa relativas aos períodos de atualização do contrato. Entretanto, percebe-se no Gráfico 5.15 uma componente cíclica na série que pode ser atribuída, em grande parte, a mudanças no perfil da ETTJ Pré. O Gráfico 5.16 abaixo possibilita a comparação entre as médias móveis para 21 dias úteis (MM21) das diferenças entre cupons de swap de um ano e de um índice representativo da inclinação da curva de juros. Esse índice foi calculado a partir da série de MM21 dos diferenciais entre a taxa prefixada longa (252 dias úteis) e a taxa prefixada curta (21 dias úteis), e padronizada de modo a apresentar média e desvio padrão iguais às da série de diferenças entre cupons de TR.

GRÁFICO 5.16 Cupom TR 12M BM&F menos Modelo vs. Inclinação ETTJ (%a.a. - Jul/1999 a Jun/2003)



A metodologia de precificação da BM&F extrapola, para o inteiro prazo do contrato de doze meses, a relação entre TBF e taxa Pré de curto prazo vigente dos últimos cinco dias. Como existe forte correlação negativa entre o patamar da taxa de juros prefixada e o nível da TBF expresso como percentual dessa taxa, a distorção no cálculo do cupom é tanto maior quanto mais inclinada a ETTJ Pré. Muitos dos "picos" observados no Gráfico 5.15 foram provocados pela propagação de desvios momentâneos nessa relação para o cálculo de cupom da BM&F, o que não ocorre no modelo baseado em uma relação de mais longo prazo como o proposto neste capítulo.

Vale notar, finalmente, que a verificação empírica da hipótese das expectativas puras implícita no modelo fica condicionada à existência de séries confiáveis de cotações de mercado dos swaps CDI-TR. Com base em testes de aderência o modelo poderia ser ajustado para incorporar o eventual diferencial de prêmios de risco entre a taxa prefixada de período (numerador da equação 5.5) e a expectativa do fator de atualização pela TR (denominador da equação 5.5).

5.6 Risco de Mercado em Carteiras de Renda Fixa Atualizadas pela TR

A estrutura do balanço contábil de instituições bancárias de varejo brasileiras é peculiar pela elevada proporção de operações denominadas em real pós-fixadas, indexadas a percentual de taxa *overnight* (CDI, Selic e ANBID), TR, TBF, TJLP, cestas de índices, etc. Ao contrário do que sugere a intuição, carteiras contendo ativos e passivos atualizados pelo mesmo referencial e "casados" em quantidade e prazo podem apresentar risco de mercado não desprezível. No presente item são discutidas apenas algumas idéias sobre esse importante tema, que por si só poderia ser objeto de um amplo estudo.

Define-se risco de mercado como a possibilidade de mudanças no valor de mercado de determinado instrumento em conseqüência de oscilações aleatórias em seu fator de risco. No caso de carteiras de renda fixa prefixadas o fator de risco é a estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ Pré), e nas carteiras atualizadas pela TR é a estrutura temporal do cupom de TR. Dado um swap CDI-TR contratado com cupom C₀ na ponta indexada à TR, seu valor de mercado se altera quando contratos similares passam a ser negociados no mercado a um novo cupom C_t. O Gráfico 5.12 do subitem 5.5.2 ilustra a variabilidade temporal dessa taxa, e mostra também que variações no cupom de TR estão intimamente associadas a oscilações nas taxas prefixadas. Pode-se dizer,

portanto, que em última instância o principal fator primitivo de risco em carteiras contendo títulos atualizados pela TR é a própria ETTJ Pré.

É bastante usual a quantificação do risco de mercado de carteiras de renda fixa prefixadas pela metodologia de *value at risk* (VaR), sendo as sistemáticas de cálculo delta-normal (paramétrica) e simulação histórica (não paramétrica) as mais difundidas em todo o mundo. Embora metodologias delta-normal do tipo *Riskmetrics*® sejam inadequadas em ambientes caracterizados por assimetria e curtose nas distribuições de retornos, descontinuidades nas séries e instabilidade temporal de volatilidades e correlações, características típicas do mercado de juros nacional, elas são as mais empregadas no Brasil. Para gestão de carteiras indexadas à TR elas são ainda menos apropriadas, pois as séries históricas de dados de cupom de TR padecem da baixa liquidez dos instrumentos derivativos observáveis e da heterogeneidade temporal provocada por mudanças nas regras para apuração da TR.

A sistemática não paramétrica de apuração do VaR por simulação histórica, por outro lado, além de superior em carteiras prefixadas aplica-se a carteiras indexadas à TR de forma consistente com as demais carteiras denominadas em moeda nacional. A rotina de cálculo para carteiras prefixadas consiste, inicialmente, na geração de um conjunto de n cenários de ETTJ baseados na curva de juros corrente e em choques diários observados no passado recente. O valor de mercado (VM) da carteira prefixada é calculado a seguir como o somatório dos fluxos de caixa nominais futuros descontados, empregando-se sucessivamente a ETTJ₀ atual (VM₀) e cada um dos n cenários de curva (VM₂). A diferença entre o valor de mercado VM₂ no cenário e o valor de mercado inicial VM₀, representa o impacto na carteira (ΔVM₂) provocado pelo choque implícito no cenário j. O conjunto dessas n diferenças possibilita a extração do VaR para o grau de confiança especificado.

A principal dificuldade na implementação de modelos para quantificação do risco de carteiras indexadas à TR é que os fluxos de caixa nominais nos vencimentos futuros não são conhecidos *a priori*. Entretanto, dado um cenário de ETTJ_j, gerado por simulação histórica, o valor de cada fluxo de caixa futuro pode ser estimado empregando-se a rotina para projeção de TR descrita no sub-subitem 5.4.2.1. A partir daí a sistemática para o cálculo do VaR é a mesma descrita no parágrafo anterior para carteiras prefixadas. O desconto de fluxos nominais pela própria ETTJ

que possibilitou o cálculo das TR para projeção dos fluxos futuros garante a consistência do modelo.

Como modelos de VaR não paramétricos são baseados na diferença entre dois valores de mercado (ΔVM_j) calculados pela mesma rotina, eventuais erros de modelagem na estimação das TR futuras tendem a se anular. É possível, portanto, que o modelo *naïve* apresentado no subitem 5.5.2, de implementação bem mais simples, seja suficientemente preciso para cálculo de VaR, ainda que não adequado para precificação de instrumentos do mercado financeiro.

A metodologia de simulação histórica possibilita, adicionalmente, a quantificação de medidas de sensibilidade do valor de mercado de carteiras indexadas à TR aos seus demais fatores primitivos de risco (definidas como a relação ΔVM/ΔFator). Dentre estes se destacam a possibilidade de alteração na fórmula para determinação do redutor da TR, por iniciativa do BaCen, e mudança na relação de equilíbrio entre rendimentos de derivativos (Pré) e de certificados de depósito (CDB). A metodologia permite também a aplicação de cenários extremos de ETTJ Pré para análise de *stress*, e a agregação dos riscos da carteira pós-fixada indexada à TR aos da carteira prefixada de forma consistente, já que as medidas são baseadas no mesmo conjunto de cenários de ETTJ.

A atual regulamentação do Banco Central do Brasil para alocação de capital bancário em função dos riscos de mercado assumidos, estabelece a incorporação dos fluxos de caixa relativos ao primeiro período de atualização de operações em TR (valor nominal já conhecido) à carteira prefixada. Além de ignorar o risco inerente aos períodos futuros pós-fixados, não considera as incertezas decorrentes dos demais fatores primitivos dessa classe de operações.

Considere-se, a título ilustrativo, um swap CDI-TR de três meses. Durante um mês a operação é prefixada, pois a TR para atualização até a primeira data-base é conhecida na data de contratação, e somente nos dois meses sucessivos ela é pós-fixada. Entretanto, mesmo a remuneração do segmento pós, igual à TR acumulada mais um cupom predeterminado, é mais prefixada (o valor do próprio cupom) que pós-fixada (o valor flutuante das TR futuras) já que o patamar da TR é normalmente bastante inferior ao do *spread* contratual. Efetivamente, a sensibilidade do valor de mercado a flutuações nas taxas de juros em swaps CDI-TR de três

meses é quase 70% da sensibilidade de swaps CDI-Pré de mesmo prazo. Embora o primeiro período (prefixado) seja proporcionalmente menos relevante em swaps CDI-TR de um ano, ainda assim sua sensibilidade supera 55% da medida equivalente em contratos CDI-Pré desse prazo.

A sub-avaliação dos riscos de mercado pela atual metodologia do BaCen é evidente quando se consideram as carteiras vinculadas ao Sistema Financeiro da Habitação (SFH) em instituições financeiras de varejo, constituídas principalmente por operações ativas de crédito imobiliário remuneradas pela TR mais *spread* e por depósitos de poupança no passivo a TR mais 6% a.a.. Além do descasamento quantitativo estrutural, já que uma parcela da captação em poupança normalmente é direcionada a investimentos não indexados à TR, existe considerável risco de mercado decorrente do diferencial entre *spreads* fixos sobre a TR no ativo e no passivo. Carteiras de crédito imobiliário com prazo médio de aproximadamente 10 anos e *spread* sobre a TR em torno de 15%a.a. geram fluxos nominais fixos de 9%a.a. por 10 anos. A variação de 1%a.a. no patamar das taxas de juros prefixadas de mercado provoca impacto de 3% no valor presente dessa margem bruta.

CAPÍTULO 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

6.1 Conclusões

Este trabalho abordou alguns temas de fundamental importância para a administração financeira, embora ainda pouco explorados na literatura acadêmica brasileira. O principal objetivo era definir a estrutura temporal de taxas de juros (ETTJ) livre de riscos em reais e identificar peculiaridades na sua formação que invalidassem a direta aplicação de teorias e modelos desenvolvidos no contexto internacional.

A avaliação de investimentos pela metodologia de fluxos de caixa descontados depende da especificação de uma ETTJ que incorpore prêmios apropriados aos riscos incorridos, e como demonstrado no capítulo 2 esta pode ser obtida de forma indireta a partir da ETTJ construída a partir do rendimento de uma série de instrumentos livres de riscos. É usual, por exemplo, precificar operações de empréstimo mediante a adição de *spreads* à taxa livre de riscos de mesmo prazo. Da mesma forma a aplicação do CAPM, o mais difundido dos modelos para determinação da taxa de retorno apropriada em investimentos com risco, exige a especificação da rentabilidade do ativo isento de qualquer tipo de risco. A prática financeira está condicionada, portanto, ao conceito de ativos sem riscos e à possibilidade de se observar sua rentabilidade a qualquer instante.

Procurou-se demonstrar no capítulo 3 que é mais apropriado se falar em estrutura temporal de taxas livres de riscos, e que na literatura internacional esta se confunde com a curva extraída dos rendimentos de títulos públicos. No Brasil, entretanto, por diversas razões essa solução não é viável. Foi observado que a resposta doméstica ao problema recai com grande freqüência sobre as taxas de curtíssimo prazo (Selic e CDI-over), mas que essas não atendem a certas aplicações da gestão financeira que exigem a especificação de uma taxa prefixada de período. Argumentouse que a ETTJ livre de riscos adequada ao contexto brasileiro é a curva construída a partir de vértices definidos pela taxa CDI-over Cetip e por cotações de instrumentos derivativos de taxas de juros.

Com o intuito de melhor compreender o processo formador do custo de oportunidade para avaliação de investimentos em reais, foram realizados a seguir diversos testes empíricos apresentados no capítulo 4. Procurou-se identificar as características únicas da ETTJ livre de riscos do mercado nacional que pudessem comprometer a correta aplicação de modelos de gestão desenvolvidos em mercados mais evoluídos.

O primeiro estudo tratou da forma da ETTJ como uma função de taxas de juros de curto prazo esperadas no futuro, em particular das taxas CDI-over amplamente utilizadas como indexador de operações financeiras no mercado brasileiro. Os testes estatísticos convencionais, aplicados inclusive às séries de taxas prefixadas de curto prazo representativas da atual conjuntura econômica (posteriores a junho de 1999), confirmam a relevância das expectativas na formação da curva de juros. Análise complementar menos formal evidencia, entretanto, uma clara assimetria nos resultados de estratégias elementares com derivativos, sugerindo que fatores adicionais atuam na determinação das taxas prefixadas.

Um modelo explicativo para a evidência revelada pelo conjunto de testes foi apresentado. Essa argumentação admite a observação de viés de alta na ETTJ em amostras finitas, sem que isso caracterize ineficiência de mercado ou oportunidade de arbitragem, pois o fenômeno é atribuído a um *peso problem*. Não se deve excluir, entretanto, a possibilidade de prêmios de risco nas taxas de juros em reais. Estes teriam origem na incerteza dos investidores quanto à probabilidade e significância dos eventos de crise que provocam choques assimétricos nas taxas de curto prazo. Seriam necessários estudos adicionais com o específico propósito de quantificá-los.

Conclui-se que a aplicação no Brasil de teorias e metodologias desenvolvidas em economias mais evoluídas sujeita o usuário a elevado risco de modelo e exige um cuidadoso processo crítico prévio. Salienta-se, em particular, que o emprego do CDI-over como *benchmark* para avaliação do desempenho de carteiras de renda fixa prefixadas pode não ser adequado.

O segundo estudo investigou a relação entre as taxas nominais prefixadas de curto prazo e as expectativas quanto às taxas de inflação futuras da economia. Os testes revelaram significativa variabilidade temporal das taxas reais de juros, em contraste com estudos anteriormente realizados no Brasil (em sua maioria com dados representativos de regimes econômicos sujeitos

a surtos inflacionários), mas em conformidade com a evidência internacional mais recente. Em razão da metodologia empregada, não se podem atribuir os resultados a sistemáticos erros de projeção dos agentes econômicos. Consequentemente, não é possível inferir variações futuras nos índices de preços a partir de taxas nominais facilmente observáveis no mercado mediante aplicação da equação de Fisher. Os resultados têm consequências adversas para o processo de avaliação de investimentos.

O volume de operações financeiras pós-fixadas do mercado brasileiro indexadas à taxa referencial TR é bastante expressivo, e o capítulo 5 preenche uma lacuna na teoria e prática financeira brasileira relativa a esse segmento. Foi apresentada inicialmente uma ampla resenha sobre a origem e evolução desse indexador, suas convenções e metodologias de cálculo, bem como séries históricas comparativas. A seguir as etapas do desenvolvimento de uma metodologia para determinação da remuneração de operações do mercado financeiro foram detalhadas, utilizando-se como referência o contrato de swap CDI-over versus TR.

A sensibilidade do modelo às hipóteses simplificadoras e sua aderência às séries históricas de cotações de swap CDI-TR publicadas pela BM&F foi verificada mediante testes empíricos, possibilitados pelo desenvolvimento de uma função XLL para implementação da rotina proposta em planilha Excel. Foi sugerida finalmente uma sistemática para quantificação dos riscos de mercado de carteiras dessa classe de ativos, através de metodologia de Simulação Histórica para cálculo do Valor em Risco (*value at risk*).

6.2 Recomendação para Futuros Estudos

O propósito direcionador deste trabalho foi o de explorar áreas do conhecimento financeiro ainda virgens ou insuficientemente estudadas e, mediante o emprego de metodologias às vezes intuitivas e não convencionais, estabelecer novos marcos para futuras explorações intelectuais, sem qualquer pretensão de esgotar os assuntos abordados.

Conseqüentemente, existe escopo tanto para alargamento quanto para aprofundamento dos temas aqui estudados. O território mais fértil e de atenção mais urgente parece ser o entendimento dos determinantes da assimetria de retornos e a origem de eventuais prêmios de risco da ETTJ, dadas as conseqüências das peculiaridades locais para a modelagem e controle financeiros e para a

formulação de política econômica. Como mencionado no texto, as taxas Expectativa de Mercado (SEM) apuradas pelo Banco Central podem não capturar de forma adequada o sentimento dos agentes econômicos quanto à evolução futura do custo de capital.

Algumas extensões naturais referem-se às demais modalidades de taxas de juros de operações pós-fixadas em reais. É expressivo o volume de operações financeiras indexadas a percentuais da taxa CDI-over Cetip, e o risco de mercado dessas carteiras é ainda mal compreendido. O mesmo se pode dizer a respeito de operações indexadas a índices de inflação. Um tema associado, relevante para a precificação de operações de renda fixa (embora menos importante na quantificação do risco de mercado), é o processo de interpolação para geração da função contínua que representa a estrutura temporal de taxas de juros.

Existe um vasto campo de pesquisa associado ao deste trabalho e ainda mais carente de pesquisa, trata-se da rentabilidade de operações de renda fixa do mercado doméstico indexadas ao dólar americano, o chamado cupom cambial. Volumes expressivos de títulos públicos desse tipo foram emitidos no período 2001-2003, e as consideráveis perdas financeiras sofridas em decorrência da brusca elevação das taxas, de 6%a.a. para 40%a.a. no auge da crise do período pré eleitoral, atestam a falta de compreensão dessa variável. Segundo o relatório anual de 2002 do Banco Bradesco esse fator de risco representava aproximadamente 60% do *value at risk* (VaR) total da instituição. Paradoxalmente, as regras para alocação de capital bancário do Banco Central do Brasil não reconhecem a existência desse tipo de risco de mercado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAMO, Perseu. Pesquisas em Ciência Sociais. In: HIRANO, Sedi (Org.) *Pesquisa Social: Projeto e Planejamento*. São Paulo: T. A. Queiroz, 1979.

AMIHUD, Yakov, MENDELSON, Haim. Liquidity and Cost of Capital: Implications for Corporate Management. In: CHEW, Donald (Editor). *The New Corporate Finance, Where Theory Meets Practice*. New York: McGraw-Hill, 1993.

ANDRADE, Maria M. *Introdução à Metodologia do Trabalho Científico*. 4ª Edição. São Paulo: Editora Atlas, 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – Departamento de Estudos Especiais e Acompanhamento do Sistema Financeiro (DEASF). *Cartilha da TR – Atualização de Operações no Mercado Financeiro pela Taxa Referencial*. 1ª Revisão. Janeiro de 1995.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Resoluções e Circulares*. Disponíveis na internet: www.bcb. gov.br (Atendimento ao Público > BC Atende > Pesquisa a Normativos)

BEKAERT, G., HODRICK, R. Expectation Hypotheses Tests. *Journal of Finance* 56, no 4, p. 1357-1371, 2001.

BLUMENSCHEIN, F. N. Essays on Macroeconomics Policy and the Institutional Framework of the Financial Market in Brazil. 1994. Tese (Doutorado) - Cornell University.

BONOMO, Marco (Org.). *Finanças Aplicadas ao Brasil*. 1ª Edição. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2002.

BREALEY, Richard A., MYERS, Stewart C. *Principles of Corporate Finance*. 6th Edition. New York: Irwin/McGraw-Hill, 2000.

BREALEY, Richard A., SCHAEFER, Steven M. Term Structure and Uncertain Inflation. *Journal of Finance* 32, p. 277-290, May 1977.

BRITO, Ney R. O. Inflação e o Mercado de Letras do Tesouro Nacional. *Revista Brasileira de Economia*, Abril 1979.

BRITO, Ney R. O., TACIRO, Affonso C. Jr. Características da Relação entre Taxas SELIC e CDI e suas Aplicações. *Revista de Economia e Administração do Ibmec* Volume 1 – Número 3, p. 35-52, São Paulo, Julho 2002.

BURASCHI, Andrea, JILTSOV, Alexei. *How Large is the Inflation Risk Premium in the U.S. Nominal Term Structure?* Working Paper - Institute of Finance and Accounting - London Business School, London, 2000.

CLAESSENS, S., EMBRECHTS, G. Basel II, Sovereign Ratings and Transfer Risk: External versus Internal Ratings. In: *Basel II: An Economic Assessment, 1, 2002*. Basel: Bank for International Settlements, p. 01-27, May 2002 (http://www.bis.org).

COPELAND, T. E., KOLLER, T., MURRIN, J. *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*. McKinsey & Company Inc, 1995.

CROUHY, Michel, GALAI, Dan, MARK, Robert. *Risk Management*. 1st Edition. New York: McGraw Hill, 2001.

DAMODARAN, A. Estimating Equity Risk Premiuns. *Stern School of Business*, New York, 1999.

DURLAUF, S. HALL, R. A Signal Extraction Approach to Recovering Noise in Expectations Based Models. Mimeo. Stanford University, 1989.

EMERY, K. M. Inflation Persistence and Fisher Effects: Evidence of a Regime Change. *Journal of Economics and Business* 46, New York, 1994.

FABOZZI, Frank J. Bond Markets, Analysis and Strategies. 4th Edition. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: a Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25, n° 5, p. 383-417, May 1970.

FAMA, Eugene F. Short-Term Interest Rates as predictors of Inflation. *American Economic Review* 65, p. 269-282, June 1975.

FAMA, Eugene F. Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates. *Journal of Financial Economics* 3, 1976.

FAMA, Eugene F. The Information in the Term Structure. *Journal of Financial Economics* 13, 1984.

FAMÁ, Rubens, BARROS, Lucas A., SILVEIRA, Héber P. Conceito de Taxa Livre de Risco e sua Aplicação no Capital Asset Pricing Model: Um Estudo Exploratório para o Mercado Brasileiro. *Anais do 2º Encontro Brasileiro de Finanças*. Rio de Janeiro, 2002.

FISHER, Irving. Appreciation and Interest. *Publications of the American Economic Association*. Nashville: American Economic Association, 1896.

FISHER, Irving. The Theory of Interest. *Publications of the American Economic Association*. New York: MacMillan, 1930.

FRALETTI, Paulo B. Estrutura Temporal das Taxas de Juros em US Dólar no Mercado Doméstico. In: SECURATO, J. R. (Coord.). *Cálculo Financeiro das Tesourarias – Bancos e Empresas*. 1ª Edição. São Paulo: Saint Paul Institute of Finance, 1999.

GARCIA, Márcio G. P. *The Formation of Inflation Expectations in Brazil*. Stanford-California, 1991. Tese (Doutorado) - Stanford University.

HESS, P., BICKSLER, J. Capital Asset Prices versus Time Series Models as Predictors of Inflation. *Journal of Financial Economics* 2, p. 341-360. December 1975.

HICKS, John R. *Value and Capital: An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory*. 2nd Edition. Oxford: Oxford University Press, 1946.

HULL, John C. *Introduction to Futures and Options Markets*. 2nd Edition. New Jersey: Prentice Hall, 1995.

HULL, John C. *Options, Futures, and Other Derivatives*. 5th Edition. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

IBBOTSON R. G., SINQUEFIELD R. A. Stocks, Bonds, Bills and Inflation: The Past and the Future. *Financial Analysts Research Foundation*. Charlottesville-Virginia, 1982.

JORION, Philippe. *Value at Risk: The New Benchmark for Controlling Market Risk*. 1st Edition. New York: McGraw-Hill Book Company, 1997.

KOUSTAS, Z., SERLETIS, A. On the Fisher Effect. *Journal of Monetary Economics* 44, Amsterdam, August 1999.

LEVICH, Richard M. *International Financial Markets: Prices and Policies*. 2nd Edition. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2001.

LIMA, Alexandre M. C., ISSLER, João V. A Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo de Juros no Brasil: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente. *Segundo Encontro Brasileiro de Finanças - Sociedade Brasileira de Finanças*, Rio de Janeiro, Julho 2002.

MARKOWITZ, HARRY M. Portfolio Selection. *Journal of Finance* 7, no 1, p. 77-91, March 1952.

MEIRELLES, A. C. A Expectativa de Variações do Nível de Preços e a Taxa de Juros: O Caso Brasileiro – 1961/1970. Ensaios Econômicos, APEC, 1974.

MENDES, B. V. M., DUARTE, A. M. Modelos Estatísticos Aplicados ao Mercado Brasileiro. 13º SINAPE, ABE – Associação Brasileira de Estatística, 1998.

MERTON, Robert. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance* 29, p. 449-470, May 1974.

MILLER, Merton H. Financial Innovation: Achievements and Prospects. In: CHEW, Donald. *The New Corporate Finance, Where Theory Meets Practice*. New York: McGraw Hill, 1993.

MISHKIN, F. S. Is the Fisher Effect for Real? A Re-examination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates. *Journal of Monetary Economics* 30, Amsterdam, November 1992.

MODIGLIANI, F., SUTCH, R. Innovations in Interest Rate Policy. *American Economic Review* 56, 1966.

MOREIRA, Ajax R. B., ROCHA, Katia. Determinantes do Risco Brasil: Fundamentos e Expectativas – Uma Abordagem de Modelos de Risco de Crédito. *Mimeo da Diretoria de Estudos Macroeconômicas do IPEA*, Rio de Janeiro, Março 2003.

NELSON, Charles R. The Term Structure of Interest Rates: Theories and Evidence. In: BICKNER, J. L. *Handbook of Financial Economics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1979.

NELSON, Charles R., SCHWERT, G. Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant. *American Economic Review* 67, 1977.

ROCHA, R. Juros e Inflação: Uma Análise da Equação de Fisher para o Brasil. *Editora da Fundação Getúlio Vargas*. Rio de Janeiro: Série Teses N°15, 1988.

SAMUELSON, Paul A., NORDHAUS, William D. *Economics*. 12th Edition. New York: McGraw-Hill Book Company, 1985.

SANVICENTE, Antonio Z., MINARDI, Andrea F. Problemas de Estimação do Custo de Capital no Brasil. *Ibmec Business School*, São Paulo, Junho 1999.

SECURATO, José R. (Coord.). *Cálculo Financeiro das Tesourarias – Bancos e Empresas*. 1^a Edição. São Paulo: Saint Paul Institute of Finance, 1999.

SHARPE, William F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance* 19, n° 3, p. 425-442, September 1964.

SHARPE, William F., ALEXANDER, Gordon J, BAILEY, Jeffery V. *Investments*. 6th Edition. New Jersey: Prentice Hall, 1999.

SILVEIRA, A. M. Interest Rates and Rapid Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, August 1973.

SMITH Jr, Clifford W. The Theory of Corporate Finance: A Historical Overview. In: SMITH Jr, Clifford W., JENSEN, Michael C. *The Modern Theory of Corporate Finance*. 2nd Edition. New York: McGraw-Hill/Irwin, 1990.

STARTZ, R. Do Forecast Errors or Term Premia Really Make the Difference Between Long and Short Rates?. *Journal of Financial Economics* 10, 1982.

SUMMERS, L. The non-adjustment of nominal interest rates: A study of the Fisher effect. In: TOBIN, J. (Editor). *Symposium in memory of Arthur Okun*. Washington, D.C.: The Brookings Institution, 1983.

TABAK, Benjamin M., ANDRADE, Sandro C. Testing the Expectations Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates. *Revista Brasileira de Finanças da Sociedade Brasileira de Finanças* Volume 1 – Número 1, p. 19-43, Rio de Janeiro, Junho 2003.

TOBIN, James. Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk. *Review of Economic Studies* 26, no 1, p. 65-86, February 1958.

VALE, Sérgio R. *Uma Avaliação Empírica do Efeito Fisher com Incerteza no Brasil*. São Paulo, 2001. Dissertação (Mestrado) - Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

VAN HORNE, James C. Financial Market Rates and Flows. New Jersey: Prentice Hall, 1990.