



FACULDADE DE ECONOMIA E FINANÇAS IBMEC
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM
ADMINISTRAÇÃO E ECONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO
PROFISSIONALIZANTE EM ECONOMIA

**Regras Monetárias, Expectativas de
Mercado e Movimentos na Estrutura a
Termo de Juros**

Roger Alan Marçal da Silva

ORIENTADOR: Prof. Dr. Osmani Teixeira de Carvalho Guillén

Rio de Janeiro, Maio de 2007

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**“REGRAS MONETÁRIAS, EXPECTATIVAS DE MERCADO E MOVIMENTOS NA
ESTRUTURA A TERMO DE JUROS”**

ROGER ALAN MARÇAL DA SILVA

Dissertação apresentada ao curso de
Mestrado Profissionalizante em Economia
como requisito parcial para obtenção do
Grau de Mestre em Economia.
Área de Concentração: Macroeconomia

ORIENTADOR: Prof. Dr. Osmani Teixeira de Carvalho Guillén

Rio de Janeiro, Maio de 2007.

**“REGRAS MONETÁRIAS, EXPECTATIVAS DE MERCADO E MOVIMENTOS NA
ESTRUTURA A TERMO DE JUROS”**

ROGER ALAN MARÇAL DA SILVA

Dissertação apresentada ao curso de
Mestrado Profissionalizante em Economia
como requisito parcial para obtenção do
Grau de Mestre em Economia.
Área de Concentração: Macroeconomia

Avaliação:

BANCA EXAMINADORA:

Prof. DR. OSMANI TEIXEIRA DE CARVALHO GUILLÉN (Orientador)
Instituição: Ibmec - RJ

Prof. DR. JOSÉ SANTIAGO FAJARDO BARBACHAN
Instituição: Ibmec - RJ

Prof. DR. CARLOS HAMILTON VASCONCELOS ARAÚJO
Instituição: Banco Central do Brasil – Depep - RJ

Rio de Janeiro, 28 de Maio de 2007.

FICHA CATALOGRÁFICA

332
S586r

Silva, Roger Alan Marçal da.

Regras monetárias, expectativas de mercado e movimentos na estrutura a termo de juros / Roger Alan Marçal da Silva. - Rio de Janeiro: Faculdades Ibmecc. 2007.

Dissertação de Mestrado Profissionalizante apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia das Faculdades Ibmecc, como requisito parcial necessário para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia.

1. Finanças. 2. Macro-finanças. 3. Macroeconomia. 4. Regras monetárias - Expectativas. 5. Juros – Estrutura a termo. 6. Finanças – Prêmio de risco.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela minha existência.

Aos meus pais, pelo amor fraternal incondicional e pelo exemplo de vida que me fizeram um homem de caráter.

A minha esposa, pelo amor marital, pela paciência e compreensão, que me faz ter força extra para a busca contínua do vencermos juntos na vida.

Aos meus irmãos e família, pelo convívio e experiência pessoal.

Ao meu orientador Osmani Guillén, pela motivação e atenção dispensada. Pela base técnica fornecida e pelos conselhos extras que contribuíram tanto para minha formação acadêmica quanto profissional.

Aos professores Carlos Hamilton V. Araújo e José Santiago F. Barbachan, pelos valiosos comentários e sugestões realizados durante a defesa da dissertação, que foram essenciais para o enriquecimento deste trabalho.

Ao professor Albert L. Chun, que não mediu esforços em explicar seu artigo seminal desenvolvido para a economia norte-americana.

A todos os professores do mestrado de economia do Ibmecc-RJ, pela minha formação ao longo de todo o curso.

Aos colegas de mestrado, pela convivência e troca de idéias.

Aos funcionários do Ibmecc-RJ, em especial à Rita de Cássia, à Carla Soares e ao Geová, pela boa vontade em resolver os problemas.

Ao Marcus Moreira, pelos conselhos que contribuem para o meu amadurecimento profissional e pessoal. Ao José Maurício C. Perez e ao Maurício Nogueira, por terem incentivado o estudo do assunto objeto desta pesquisa.

Ao Cláudio Guimarães, Ubiratan Paes e Alexandre Ribeiro, que deram valor ao meu mestrado e acreditaram no meu potencial.

Aos amigos de trabalho, principalmente à minha equipe direta, que contribuíram para associar minhas idéias acadêmicas às práticas de mercado. Em especial ao Anderson Climaco, pelas sugestões na elaboração da apresentação desta dissertação.

Ao Banco do Brasil, pelos diversos tipos de benefícios concedidos, que fazem parte de sua política de participação compartilhada na educação continuada de seus funcionários.

RESUMO

Este trabalho utiliza os atuais modelos macro-finanças para estudar os movimentos da estrutura a termo de juros para a economia brasileira a partir de expectativas de mercado sobre variáveis macroeconômicas diretamente observáveis. Para diferentes maturidades da estrutura a termo, testa-se uma regra monetária *forward-looking*, que combina as versões das regras do tipo Taylor e McCallum. Os principais resultados são: (i) a expectativa do PIB 12 meses a frente tem um impacto negativo sobre a curva de juros e decrescente com a maturidade; (ii) a expectativa para o desvio da inflação em relação a sua meta tem efeito negativo na parte curta da curva, neutro na parte média, e positivo, na longa; e (iii) a expectativa para a taxa curta de juros tem um impacto positivo, porém decrescente com a maturidade da estrutura a termo. Os resultados estão em linha com a evidência empírica dos efeitos defasados dos mecanismos de transmissão da política monetária.

Palavras Chave: Regras Monetárias, Modelos Macro-Finanças, Expectativas, Estrutura a Termo de Juros, Prêmio de Risco

ABSTRACT

This work uses the current macro-finance models to study the movements of the term structure of interest rates for the Brazilian economy based on market expectations of directly observed macroeconomic variables. For different maturities, we test a forward-looking monetary rule that combines the rules of Taylor and McCallum. Our main results are: (i) the expectation of 12 months ahead GDP shows a negative impact upon the term structure that decreases with its maturity; (ii) the expectation of the inflation rate deviation from its target has a negative effect on the short part of the curve, a neutral effect on the mean part and positive one, on the long part; and (iii) the expectation of the short-term interest rate has a positive impact, which decreases with maturity of the term structure. These results are in line with the empirical evidence of the lagged effects of the transmission mechanisms of monetary policy.

Keywords: Monetary Rules, Macro-Finance Models, Expectations, Term Structure of Interest Rates, Risk Premia

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução dos Rendimentos por Prazo ao Longo do Tempo	23
Figura 2 – SELIC Contemporânea x Expectativas e Realizados para o Desvio do IPCA 12 Meses a Frente	27
Figura 3 – SELIC Contemporânea x Expectativas e Realizados para o PIB 12 Meses a Frente	29

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas dos Rendimentos	25
Tabela 2 – Matriz de Correlações entre os Rendimentos	26
Tabela 3 – Estatísticas Descritivas para as Previsões Macroeconômicas	30
Tabela 4 – Coeficientes Engle-Granger de Longo Prazo para a Regra Monetária (21) – OLS em 2 Estágios	32
Tabela 5 – Testes de Cointegração de Engle-Granger – Análise dos Resíduos da Equação de Longo Prazo Estimada	32
Tabela 6 – Coeficientes Engle-Granger Dinâmicos de Curto Prazo para a Regra Monetária Taylor e McCallum (21) – Modelo de Correção de Erro – ECM	35

SUMÁRIO

AGRADECIMENTOS	V
RESUMO	VII
ABSTRACT	VIII
LISTA DE FIGURAS	IX
LISTA DE TABELAS	X
SUMÁRIO	XI
1 INTRODUÇÃO	1
2 REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1 MODELOS DINÂMICOS DA ESTRUTURA A TERMO DE JUROS	3
2.2 MODELOS COM FATORES MACROECONÔMICOS – MODELOS MACRO-FINANÇAS	4
3 O MODELO	10
3.1 O MODELO MACRO-FINANÇAS EM TEMPO DISCRETO	10
3.2 ESTIMAÇÃO DO MODELO	14
3.3 A TAXA CURTA DE JUROS E AS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA	15
3.3.1 MODELOS DO TIPO TAYLOR (1993)	17
3.3.2 MODELOS DO TIPO MCCALLUM (1994)	17
3.3.3 INTEGRAÇÃO DOS MODELOS DO TIPO TAYLOR E MCCALLUM	18
4 TRATAMENTO E ANÁLISE DOS DADOS	20
4.1 ANÁLISE DA CURVA DE RENDIMENTOS BRASILEIRA	22

4.2	ANÁLISE DAS VARIÁVEIS ESTADO – PREVISÕES MACROECONÔMICAS	26
5	ANÁLISE DOS RESULTADOS	31
6	CONCLUSÃO	36
7	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	38
	APÊNDICE A - SOLUÇÃO RECURSIVA PARA OS COEFICIENTES DA EQUAÇÃO DOS RENDIMENTOS	40

1 INTRODUÇÃO

Os Bancos Centrais conduzem a política monetária controlando a taxa curta de juros da economia, a taxa cobrada entre bancos nos empréstimos de um dia para equilibrar suas reservas. Entretanto, toda a estrutura a termo de juros responde às ações dos Bancos Centrais porque as taxas de juros longas são valores esperados condicionais das taxas curtas futuras, ajustadas pelo prêmio de risco¹. Estas expectativas de risco ajustadas de rendimentos longos são formadas baseando-se na visão de como os bancos centrais conduzirão a política monetária. Portanto, os formuladores de política monetária gostariam de entender como uma mudança na taxa curta da economia irá afetar as taxas média e longa, dado que estas taxas que irão determinar os futuros custos de empréstimos a firmas e pessoas, o que irá impactar a futura demanda agregada da economia.

Por outro lado, estrategistas de renda fixa e economistas que fazem previsões de cenários macroeconômicos, também estão interessados nas decisões correntes e futuras dos bancos centrais. Previsões para a taxa curta futura da economia subsidiam a tomada de decisões na montagem de posições ao longo de toda a estrutura a termo de juros de forma a otimizar a rentabilidade das disponibilidades dos caixas das grandes tesourarias.

¹ A hipótese das expectativas afirma que rendimentos em títulos longos são funções das futuras taxas de curto prazo esperadas. Ajustando o prêmio de risco à variação do tempo (*Time Varying Nature of Risk Premia*), esta afirmação captura a visão clássica da dinâmica natural da curva de rendimentos. Ver Brito, Duarte e Guillén (2004) para maiores detalhes.

Pesquisas em finanças têm fornecido ferramentas estatísticas sofisticadas para tentar explicar os movimentos ao longo da curva de rendimentos. Geralmente atribuem esses movimentos a alguns poucos fatores não observáveis como nível, inclinação e curvatura. Porém, poucas dessas pesquisas fornecem algum arcabouço sobre o que estes fatores são, sobre a identificação de forças subjacentes que direcionam seus movimentos, ou sobre suas respostas a choques de variáveis macroeconômicas.

Pesquisas recentes fazem a ponte entre a dinâmica dos movimentos da estrutura a termo de juros e variáveis macroeconômicas. São os incipientes “Modelos Macro-Finanças”. Entretanto, são ainda escassos os estudos que incorporam expectativas observadas diretamente no mercado sobre variáveis macroeconômicas na estrutura a termo de juros. A estrutura a termo é muito sensível às flutuações de expectativas sobre o caminho futuro da política monetária, e como consequência, estão invariavelmente interligadas às expectativas dos agentes sobre as realizações futuras das variáveis macroeconômicas.

Dadas as observações acima, esta pesquisa segue o trabalho seminal de Chun (2005), com adaptações para as características peculiares da economia brasileira. O presente trabalho contribui para a literatura ao incorporar explicitamente expectativas observáveis de variáveis macroeconômicas como fatores explicativos de movimentos da estrutura a termo de juros, utilizando regras monetárias do tipo *forward looking*².

² Regras monetárias do tipo *forward-looking* (olhar para frente) pressupõem que os bancos centrais têm reação contemporânea às expectativas de mercado preferencialmente às variáveis macro históricas defasadas. Ver Batini e Haldane (1998).

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 MODELOS DINÂMICOS DA ESTRUTURA A TERMO DE JUROS

Os precursores no estudo da estrutura a termo de juros foram Vasicek (1977) e Cox-Ingersoll-Ross (1985). Os primeiros modelos na literatura desenvolvidos por estes autores partem da hipótese de um arcabouço de equilíbrio geral e usam as taxas curtas como previsores de toda a curva de juros. Desde então, os trabalhos partiram para o desenvolvimento de modelos que incorporam outros fatores que explicam os rendimentos, e não só as taxas curtas. Estes fatores, chamados de fatores latentes, governam a dinâmica da curva de rendimentos impondo restrições que garantem a ausência de arbitragem³, ou de forma equivalente, a existência de um fator estocástico de desconto.

Litterman e Scheinkman (1991) foram os primeiros a abordarem a idéia dos fatores latentes, aplicando a técnica de análise de componentes principais à curva de juros americana. Eles concluíram que 97% dos movimentos na curva de juros são explicados por três fatores: “nível”, “inclinação” e “curvatura”.

Duffie e Kan (1996) generalizaram a abordagem dos fatores latentes e mostraram que rendimentos poderiam ser descritos por uma função afim de um conjunto geral de variáveis

³ A hipótese de ausência de arbitragem equivale a garantir a existência de uma medida *martingal* equivalente (ou Neutra ao Risco).

estado. Eles também mostraram que muitos dos modelos anteriores de estrutura a termo, incluindo os modelos de Cox-Ingerson-Ross, podem ser interpretados como casos especiais de seus modelos mais gerais.

Os fatores latentes usados nos modelos afins da estrutura a termo restringiam-se essencialmente no nível, inclinação e curvatura. Piazzesi (2003) reporta que esta relação é robusta ao longo do tempo, ao conjunto de dados e especificações dos modelos. Porém, alerta que os fatores de Litterman e Scheinkman não são suficientes para explicar os termos estocásticos incluídos nos modelos afins de Duffie e Kan. O problema da abordagem dos fatores latentes é que eles são não observáveis e, portanto, não são bons instrumentos a serem utilizados em modelos de previsão de movimentos de curva. Eles não fornecem também qualquer explicação de como variáveis macroeconômicas afetam a estrutura a termo de juros.

No Brasil, não diferentemente de outros países, ainda há poucos trabalhos sobre modelos dinâmicos afins da estrutura a termo. Almeida (2005-a) estuda a extração da estrutura a termo de juros a partir do uso de polinômios de Legendre. Já em Almeida (2005-b), o autor tenta responder qual a diferença entre se estimar os componentes principais relacionados a um conjunto de N taxas observadas, durante certo período de tempo, ou estimar um modelo dinâmico de estrutura a termo.

2.2 MODELOS COM FATORES MACROECONÔMICOS – MODELOS MACRO-FINANÇAS

Macroeconomistas geralmente não se preocupavam em associar seus modelos de política monetária com a literatura de finanças. Taylor (1993) e McCallum (1994), por exemplo, focaram suas regras de política monetária para descrever a dinâmica da taxa curta. Seus modelos têm obtido muito sucesso na descrição das políticas monetárias adotadas nos

principais Bancos Centrais do mundo. Entretanto, eles não assumem qualquer relação entre a taxa curta e a taxa longa de juros. Como resultado, embora esses modelos descrevam com eficiência as taxas curtas, eles não conseguem ajustar rendimentos ao longo da curva de juros.

Recentemente os macroeconomistas começaram a perceber que a dinâmica dos movimentos da curva de juros está bastante interligada aos indicadores da economia. Ang e Piazzesi (2003) foram um dos primeiros a apresentarem um modelo para a dinâmica da curva de juros que considera variáveis macros, dado por um VAR que impõe restrições consistentes com a existência de um fator estocástico de desconto na economia. A idéia foi a de conectar modelos afins com a literatura de Regras de Taylor.

No modelo de Ang e Piazzesi, o fator estocástico de desconto é descrito por uma função de variáveis macroeconômicas e também de variáveis latentes. Enquadra-se na classe de modelos afins de Duffie e Kan (1996). Foi o primeiro modelo que tentou relacionar fatores latentes e variáveis macro e inferir que variáveis são mais importantes para caracterizar movimentos de taxas de juros.

Utilizando como variáveis macro a inflação e a atividade real, Ang e Piazzesi detectaram que a imposição de não-arbitragem por meio de restrições ao VAR melhora previsões do modelo fora da amostra. Inferiram que fatores macroeconômicos explicam em torno de 85% da variância de previsão de movimentos da curva de juros americana para prazos de vencimento curtos e médios e horizontes de previsão longos. Para prazos longos, a capacidade preditiva dos fatores macro diminuem, sendo os fatores latentes responsáveis por gerar em torno de 60% da variância. E por último, concluíram que os fatores latentes, como “inclinação” e “curvatura”, estão diretamente relacionados a variáveis macros.

Apesar de estar se desenvolvendo muito rapidamente, há muito pouco trabalho nessa literatura incorporando expectativas de mercado na estrutura a termo. Ang, Dong e Piazzesi (2005), por exemplo, estimaram regras de não arbitragem de Taylor, porém usaram dados macroeconômicos históricos para prever estados futuros ao invés de usar expectativas de mercado destes indicadores. Desta forma, estes modelos não capturam mudanças no sentimento do mercado devido a novas informações ou anúncios transparentes dos Bancos Centrais⁴.

Sabendo que as autoridades monetárias reagem prontamente a futuros cenários econômicos, uma política monetária *forward-looking*⁵ toma as expectativas da economia como carro chefe para tomada de decisões sobre futuras taxas curtas de juros. Modelos macro-finanças da curva de juros acomodam o comportamento *forward-looking* dos Bancos Centrais quando especificam a equação da taxa curta como uma regra de política monetária *forward-looking*. Autores como Ang e Piazzesi (2003), Rudebusch e Wu (2004) e Ang, Dong e Piazzesi (2005) tentaram incluir expectativas em seus modelos. Porém, esses modelos somente capturam as expectativas indiretamente através de rendimentos correntes observados e informações correntes de indicadores macro.

Chun (2005) foi o primeiro a incorporar expectativas de mercado observadas diretamente dentro de um modelo dinâmico de estrutura a termo. A diferença de Chun para os autores anteriores, foi que ele utilizou dados de previsão observáveis de variáveis macros divulgados por pesquisas de mercado. Ele usou dados de origem da *Blue Chip Financial Forecasts* para

⁴ Bernanke, Reinhart e Sack (2004) evidenciaram que as comunicações dos bancos centrais podem ajudar a formação de expectativas pelo público sobre futuras ações de política monetária. Gurkaynak, Sack e Swanson (2005) encontraram evidências que uma fonte significativa de variação nos rendimentos longos é a informação contida nos *statements* do FED (Federal Reserve – Banco Central dos EUA).

⁵ Regras monetárias do tipo *forward-looking* (olhar para frente) pressupõem que os Bancos Centrais têm reação contemporânea às expectativas de mercado preferencialmente às variáveis macro históricas defasadas. Ver Batini e Haldane (1998).

estimar como estas previsões afetam a estrutura a termo de juros norte americana. Para melhor comparação de eficiência na inferência da relação entre a curva de rendimentos e as expectativas observáveis, ele estimou duas classes de modelos a qual foram denotadas por “Modelos Baseados em McCallum” e “Modelos Baseados em Taylor”.

Doshi (2006), seguindo Chun (2005), também usou expectativas observáveis de mercado para testar regras monetárias dentro de um contexto *forward-looking* em um modelo dinâmico afim da estrutura a termo de juros. Algumas diferenças merecem destaque. Primeiro, enquanto o modelo de Chun é estimado em tempo contínuo, Doshi estima em tempo discreto. Segundo, enquanto que Chun testa várias regras monetárias, Doshi estima somente a especificação de Taylor (1993).

Alguns autores no Brasil também estão trabalhando com a literatura macro-finanças. Matsumura e Moreira (2005) basearam nos trabalhos de Ang e Piazzesi (2003) e Ang, Dong e Piazzesi (2005) para estudar a estrutura a termo de juros e o risco de crédito soberano de países emergentes. Apesar das dificuldades empíricas apontadas pelos autores devido à falta de dados, encontraram que a taxa de câmbio e a taxa curta norte-americana (*fed funds*) explicam uma parte significativa da estrutura a termo de juros brasileira.

Já em Matsumura e Moreira (2006), estimaram o modelo macro-finanças em duas versões: uma contínua estimada por Máxima Verossimilhança e outra discreta estimada por *Monte Carlo Markov Chain* (MCMC). Os resultados foram semelhantes em ambas as versões, referendando a robustez do modelo. Usaram dois fatores: taxa de câmbio e uma medida de inflação esperada (*Swap INPC x DI na BM&F*). Encontraram que o mercado não leva em conta somente o valor corrente de fatores macro.

Matsumura (2006) utiliza os modelos de macro-finanças para estudar a interação entre variáveis macros e a curva de juros soberana brasileira usando dados diários. Como em Matsumura e Moreira (2005), o autor conclui que a taxa curta norte americana é um importante indicador para os rendimentos longos da curva de juros brasileira.

Silveira (2005) desenvolve um modelo linear fatorial macroeconômico de estrutura a termo, sendo que a dinâmica das variáveis estados é determinada pela forma reduzida de um modelo estrutural novo-keynesiano para a economia brasileira. A análise de algumas funções resposta a impulso sobre a dinâmica das variáveis macroeconômicas levou o autor a algumas conclusões, entre várias outras: (i) choques na taxa de juros externa e no prêmio de risco têm efeito positivo na política monetária interna; (ii) choques na política monetária interna têm efeito inesperadamente positivo sobre a taxa de câmbio nominal e, conseqüentemente, sobre a taxa de inflação.

Shousha (2006) também utiliza a abordagem macro-finanças para a economia brasileira. Uma de suas principais conclusões é a de que “as variáveis cíclicas da economia (hiato do produto, taxa de inflação e variação do câmbio nominal) explicam até 53% da variação das taxas”, sendo que, “o restante das variações, representado por fatores não-observáveis, parece estar relacionado à variação da aversão ao risco internacional e das expectativas de inflação”. Outra conclusão foi a verificação da existência de um importante conteúdo informacional sobre a atividade econômica futura na ETTJ brasileira.

Sin (2006) replica o trabalho de Ang, Dong e Piazzesi (2005) para o caso brasileiro, incorporando a inferência dos fatores latentes da estrutura a termo de juros na regra monetária de Taylor, usando a técnica Bayesiana de Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Encontrou que o fator latente é a variável mais relevante para explicar a variância dos erros de previsão

da estrutura a termo. Encontrou ainda que a inflação assume papel crescente quando se alonga o horizonte de previsão, aumentando ainda mais sua importância conforme se expande o período de maturidade do rendimento.

Entretanto, os pesquisadores brasileiros ainda não incluíram expectativas diretas observáveis de variáveis macroeconômicas em seus modelos. Este trabalho tenta suprir esta lacuna na literatura brasileira, tendo uma abordagem similar ao do Chun (2005), testando uma versão *forward looking* da regra monetária integrada do tipo McCallum e Taylor, porém usando tempo discreto como em Doshi (2006). A explicação dessa opção será detalhada na seção 3.

3 O MODELO

Esta seção apresenta o modelo macro-finanças, seguindo a abordagem em Ang e Piazzesi (2003), partindo de um modelo dinâmico afim de não-arbitragem da estrutura a termo de juros em tempo discreto. Logo após, é descrito o processo de estimação do modelo. Por último, é desenvolvida a regra monetária *forward-looking* testada neste estudo, que combina as versões das regras do tipo Taylor e McCallum.

3.1 O MODELO MACRO-FINANÇAS EM TEMPO DISCRETO

Seja X_t um vetor (Nx1) de variáveis estado que, no caso deste trabalho, serão as expectativas de mercado sobre variáveis macroeconômicas diretamente observáveis. A dinâmica deste vetor em tempo discreto⁶ segue um VAR de ordem 1:

$$(1) \quad X_t = u_t + \Phi X_{t-1} + \Sigma \varepsilon_t$$

(Nx1) (Nx1) (NxN) (Nx1)

⁶ Em tempo contínuo, a dinâmica do vetor estado é governada pela seguinte equação diferencial estocástica sob uma medida física de probabilidade P : $dX_t = K(\theta - X_t)dt + \Sigma d\beta_t$, onde K é uma matriz NxN, Σ é uma matriz baixa triangular NxN, θ é um vetor N e β é vetor N que representa o movimento Browniano sob a medida física P . A matriz K governa a taxa de reversão à média e o vetor θ representa o média de longo prazo.

onde μ é um vetor (Nx1) das constantes, Φ é uma matriz (NxN) com os coeficientes sobre as defasagens das variáveis estado e Σ é uma matriz de covariâncias e $\varepsilon_t \sim IID N(0,1)$.

Partindo da hipótese de não-arbitragem para garantir a existência de uma medida neutra ao risco, ou mais formalmente, uma medida *martingal* Q equivalente⁷, tem-se que:

$$(2) \quad \xi_{t+1} = \xi_t \exp\left(-\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1}\right)$$

onde ξ_{t+1} é a derivada Radon-Nikodym⁸ da medida martingal Q em relação ao fator de desconto, que segue um processo log-normal, e λ_t é preço de mercado do prêmio de risco no tempo, associado com fontes de incerteza ε_t .

O prêmio de risco λ_t é parametrizado como um processo afim do vetor X_t de variáveis estado:

$$(3) \quad \lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t$$

(Nx1) (Nx1) (NxN) (Nx1)

onde λ_0 é um vetor (Nx1) e λ_1 é uma matriz (NxN).

Define-se o fator estocástico de desconto (*pricing kernel*⁹) da economia como:

⁷ Um martingal em tempo discreto é um processo estocástico Y_1, Y_2, Y_3, \dots que satisfaz para todo t: $E(|Y_t|) < \infty$ e $E(Y_{t+1} | Y_1, \dots, Y_t) = Y_t$, ou seja, o valor esperado condicional para a próxima observação, dado todas as observações passadas, é igual à última observação. A medida martingal Q equivalente, ou a medida neutra ao risco, é uma medida de probabilidade em que o preço de um ativo qualquer é igual ao valor esperado de seu futuro pagamento ou *payoff*, descontado pela taxa livre de risco. Seja Y_t o processo estocástico especificado acima, que não paga dividendos, então, $Y_t = E_t^Q(\exp(-r_t) Y_{t+1})$, onde r_t é a taxa livre de risco, ou a taxa curta da economia.

⁸ A derivada de Radon-Nikodym converte o processo estocástico da medida neutra ao risco Q a uma medida física de probabilidade que gerou tal processo, ou seja, para a variável aleatória Y_t do exemplo na nota de rodapé anterior, tem-se que: $Y_t = E_t^Q(\exp(-r_t) Y_{t+1}) = E_t(\exp(-r_t) \frac{\xi_{t+1}}{\xi_t} Y_{t+1})$.

$$(4) \quad m_{t+1} = \exp(-r_t) \xi_{t+1} / \xi_t$$

onde r_t é taxa livre de risco da economia, ou a taxa curta controlada pelo Banco Central para fins de política monetária, que também é assumido ser uma função afim do vetor de variáveis estado X_t , ou seja:

$$(5) \quad r_t = \delta_0 + \delta_1' X_t$$

(1x1) (1x1) (1xN) (Nx1)

Substituindo (2) e (5) em (4), tem-se que:

$$(6) \quad m_{t+1} = \exp\left(-\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \delta_0 - \delta_1' X_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1}\right)$$

Considerando que a equação (6) precifica todos os ativos nominais da economia, um título *zero-coupon* pode ser resolvido recursivamente como:

$$(7) \quad P_t^{(n)} = E_t(m_{t+1} P_{t+1}^{(n-1)})$$

onde $P_t^{(n)}$ é o preço de um título *zero coupon* em t para a n-ésima maturidade da estrutura a termo de juros, que satisfaz:

$$(8) \quad P_t^{(n)} = \exp(-nR_t^{(n)})$$

onde $R_t^{(n)}$ é o rendimento composto continuamente do título *zero coupon* no instante t para a n-ésima maturidade da estrutura a termo, que também é suposto ser uma função afim do vetor X_t das variáveis estado, da seguinte forma:

⁹ A linguagem do fator estocástico de desconto ou como conhecido na literatura de finanças, o *pricing kernel*, fornece uma abordagem unificada para as teorias de apreçamento de ativos. O princípio fundamental no apreçamento de ativos afirma que na ausência de oportunidades de arbitragem, ativos podem ser avaliados sobre a medida martingal neutra ao risco explicada na nota de rodapé 6. A transformação entre a medida física da probabilidade e a medida neutra ao risco é governado pelo fator estocástico de desconto, obtida pela derivada de Radon-Nikodym, conforme expressa na nota de rodapé 7.

$$(9) \quad R_t^{(n)} = A_n + B_n' X_t$$

$(1 \times 1) \quad (1 \times 1) \quad (1 \times N) \quad (N \times 1)$

onde A_n é um escalar e B_n' é um vetor transposto de coeficientes sobre o vetor X_t das variáveis estado.

Os coeficientes A_n e B_n' da equação (9) para cada maturidade n são consistentes com as condições de não arbitragem, impostas ao longo do tempo pela dinâmica do vetor estado expressa na equação (1), pela especificação do prêmio de risco de mercado expressa na equação (3) e pelo processo da taxa curta de juros expressa na equação (5). Logo, A_n e B_n' são funções não-lineares dos parâmetros destas dinâmicas em conjunto, ou seja:

$$(10) \quad A_n = f(\Psi) \text{ e } B_n' = f(\Psi)$$

onde $\Psi = (\delta_0, \delta_1, \mu, \Phi, \Sigma, \lambda_0, \lambda_1)$.

A solução das funções expressas na equação (10) é detalhada no apêndice A, e pode ser expressa da seguinte forma:

$$(11) \quad A_n = -a_n / n \quad \text{e} \quad B_n = -b_n / n$$

onde a_n e b_n seguem as equações diferenciais de Ricatti:

$$a_{n+1} = a_n + b_n'(u_t - \Sigma \lambda_0) + \frac{1}{2} b_n' \Sigma \Sigma' b_n - \delta_0$$

$$b_{n+1}' = b_n'(\Phi - \Sigma \lambda_1) - \delta_1'$$

3.2 ESTIMAÇÃO DO MODELO

A estimação do modelo se resume em estimar os coeficientes A_n e B'_n da equação (9) dos rendimentos ao longo da estrutura a termo de juros. Para isto, tem-se que estimar os parâmetros $\Psi = (\delta_0, \delta_1, \mu, \Phi, \Sigma, \lambda_0, \lambda_1)$ em dois estágios. No primeiro estágio, os parâmetros $\Psi_1 = (\delta_0, \delta_1)$ da equação (5) do processo da taxa curta de juros e os parâmetros $\Psi_2 = (\mu, \Phi, \Sigma)$ da equação (1) do processo VAR (1) da dinâmica do vetor das variáveis estado, são estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). No segundo estágio, é usada uma função Máxima Verossimilhança (MLE) para estimar os parâmetros $\Psi_3 = (\lambda_0, \lambda_1)$ da equação (3) do processo prêmio de risco. Os parâmetros estimados do primeiro estágio são mantidos constantes para posterior estimação dos parâmetros do segundo estágio.

A estimação dos parâmetros $\Psi_3 = (\lambda_0, \lambda_1)$ por máxima verossimilhança é não-linear. É assumido que todos os rendimentos são mensurados com erro:

$$(12) \quad e_t^R = \hat{R}_t^{(n)} - A_n + B'_n X_t$$

onde $\hat{R}_t^{(n)}$ são os rendimentos observados.

O termo de erro e_t^R é distribuído $N(0, \Omega_R)$, onde Ω_R é a matriz de covariância dos resíduos.

Então a função densidade condicional para esta etapa da estimação é Gaussiana e tem a forma:

$$(13) \quad f(R_t^n / X_t) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{\frac{n}{2}} |\Omega_R|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(e_t^R)' \Omega_R^{-1} (e_t^R)\right\}$$

A função log verossimilhança é:

$$(14) \quad L = \frac{1}{T} \sum_1^T \log f(R_t^n \setminus X_t)$$

e os parâmetros para o prêmio de risco são estimados pela maximização desta função.

Este trabalho inicialmente se limitará ao primeiro estágio, na estimação por OLS dos parâmetros $\Psi_1 = (\delta_0, \delta_1)$ da equação (5) do processo da taxa curta de juros. A próxima subseção desenvolve a regra monetária a ser testada neste estudo, que explica este processo da taxa curta de juros, que é exatamente onde é feito o *link* entre os modelos macroeconômicos com os modelos dinâmicos da estrutura a termo de juros.

3.3 A TAXA CURTA DE JUROS E AS REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA

O processo da taxa curta de juros é conduzido pelas ações do banco central como um dos instrumentos de política monetária. Porém, como as taxas de juros longas são valores esperados condicionais das taxas curtas futuras, ajustadas pelo prêmio de risco, não só a taxa curta é sensível às ações do banco central, assim como toda a estrutura a termo de juros.

Portanto, a equação (5) que descreve o processo da taxa curta de juros como uma função afim do vetor de variáveis estado X_t , que são as expectativas de variáveis macroeconômicas, pode ser interpretado como uma regra de política monetária. Estendendo este processo para outros

rendimentos ao longo da estrutura a termo de juros, de forma a captar os efeitos das ações do banco central em toda a estrutura, a equação (5) torna-se:

$$(15) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_1 X_t$$

(1x1) (1x1) (1xN) (Nx1)

A equação (15) satisfaz a condição de não arbitragem e permite identificar quais variáveis do vetor X_t são equivalentes aos fatores nível, inclinação e curvatura da estrutura a termo. Se por exemplo, os coeficientes estimados de um fator de previsão de mercado para uma variável macroeconômica qualquer, forem de mesmo sinal e com magnitudes próximas, pode-se inferir que esse fator responderia por parte dos movimentos paralelos da curva. Por outro lado, se os coeficientes forem maiores para os vencimentos mais curtos e à medida que os vencimentos tornam-se mais longos os coeficientes tornam-se menores, então esse fator responderia por parte dos movimentos de inclinação da curva. E por último, se os coeficientes para os vencimentos curtos e longos forem maiores ou menores do que os coeficientes para os vencimentos médios, esse fator responderia por parte dos movimentos de curvatura da estrutura a termo.

De forma a caracterizar o objetivo deste trabalho que é estabelecer os impactos na estrutura a termo de juros a mudanças nas expectativas de mercado sobre variáveis macroeconômicas, a regra monetária que especifica a equação (15) a ser testada é do tipo *forward-looking* e combina as versões das regras originais de Taylor e McCallum. Passe-se agora às definições e especificações das regras.

3.3.1 MODELOS DO TIPO TAYLOR (1993)

Em sua versão original *backward-looking*, Taylor (1993) propõe que o banco central ajusta a taxa de juros curta baseado nos desvios da inflação contemporânea em relação à meta fixada e do crescimento do produto da economia em relação ao seu potencial, o hiato do produto. Estendendo o conceito para os outros rendimentos, a equação (15) ficaria:

$$(16) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_{11}[\pi_t - \pi_t^*] + \delta_{12}[y_t]$$

onde $[\pi_t - \pi_t^*]$ é o desvio da inflação contemporânea π_t em relação a sua meta π_t^* e y_t é o hiato contemporâneo do produto.

Pode-se adaptar a versão original da regra do tipo Taylor, com termos *forward-looking*:

$$(17) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_{11}(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*) + \delta_{12}E_t[y_{t+j}]$$

onde $(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*)$ é a expectativa em t para o desvio da inflação em t+j em relação a sua meta perseguida pelo banco central em t, para vigência até o final do ano correspondente à data t+j, e $E_t[y_{t+j}]$ é a expectativa em t para o hiato do produto em t+j.

3.3.2 MODELOS DO TIPO MCCALLUM (1994)

Em sua versão original *backward-looking*, McCallum (1994) propõe uma regra na qual o banco central ajusta a taxa de juros curta da economia baseado nas defasagens da taxa de juros, enquanto reage à informação sobre realizações futuras da economia captadas pelo termo

contemporâneo do *spread* de juros. Estendendo a reação do Banco Central para os outros rendimentos da curva, a equação (15) ficaria:

$$(18) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_{11}s_t + \delta_{12}r_{t-\tau}$$

onde s_t é o termo contemporâneo do *spread* de juros e $r_{t-\tau}$ é a taxa curta defasada τ períodos.

Introduzindo termos *forward-looking* na versão original da regra do tipo McCallum, temos:

$$(19) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_{11}E_t[s_{t+h}] + \delta_{12}E_t[r_{t+j}]$$

onde $E_t[s_{t+h}] = F_t^{(h)} - E_t[r_{t+h}]$ é a expectativa em t do *spread* de juros em t+h, formado pela diferença entre a taxa a termo implícita em t na curva de juros para o vencimento longo h e o vencimento imediatamente anterior ($F_t^{(h)}$) e a expectativa em t da taxa curta da economia em t+h ($E_t[r_{t+h}]$); e $E_t[r_{t+j}]$ é a expectativas em t da taxa curta da economia em t+j..

3.3.3 INTEGRAÇÃO DOS MODELOS DO TIPO TAYLOR E MCCALLUM

Uma regra baseada puramente nos desvios esperados da inflação em relação a sua meta e do produto em relação ao seu potencial pode não ser capaz de explicar completamente a dinâmica da curva de juros, devido à natureza persistente da taxa curta de juros. Como sugerido por Chun (2005), inclui-se os fatores da regra (19) de McCallum, na regra (17) de Taylor, fazendo uma integração entre os dois modelos:

$$(20) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_{11}(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*) + \delta_{12}E_t[y_{t+j}] + \delta_{13}E_t[r_{t+j}] + \delta_{14}E_t[s_{t+h}]$$

A estrutura a termo das taxas de juros para economias de países emergentes é muito sensível ao comportamento do câmbio. Portanto, inclui-se também a expectativa de desvalorização cambial como um fator explicativo na regra monetária (20):

$$(21) \quad R_t^{(n)} = \delta_0 + \delta_{11}(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*) + \delta_{12}E_t[y_{t+j}] + \delta_{13}E_t[r_{t+j}] + \delta_{14}E_t[s_{t+h}] + \delta_{15}E_t[q_{t+j}]$$

onde $E_t[q_{t+j}]$ é a expectativa em t da desvalorização cambial do real em relação ao dólar norte americano em t+j.

O foco desta pesquisa é estimar a regra monetária (21) especificada acima para rendimentos selecionados na estrutura a termo brasileira, de forma a associar os fatores de nível, inclinação e curvatura que movimentam esta estrutura, às expectativas observáveis diretamente do mercado de variáveis macroeconômicas.

4 TRATAMENTO E ANÁLISE DOS DADOS

Nesta seção detalha-se o tratamento dos dados utilizados para a estimação da regra monetária (21). É analisado posteriormente a estrutura a termo brasileira para o período selecionado neste estudo, assim como as expectativas de variáveis macroeconômicas utilizadas na regra monetária testada.

Para esta pesquisa, os rendimentos utilizados na estimação da regra (21) foram os obtidos pela interpolação dos contratos de DI futuro negociados na BM&F. Consideramos como parte curta da estrutura a termo os vencimentos de 21, 63 e 126 dias úteis, como parte média os vencimentos de 189, 252 e 378 dias úteis; e por fim, como parte longa os vencimentos de 504 e 756 dias úteis.

As expectativas das variáveis macroeconômicas utilizadas foram as obtidas pela Pesquisa FOCUS de Expectativas de Mercado¹⁰ fornecida pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores – GERIN¹¹ do Banco Central do Brasil – BACEN.

¹⁰ As expectativas contidas nestas pesquisas servem como uma *proxy* para as expectativas racionais de mercado. Segundo Doshi (2006), estas previsões contêm informações que podem não ser capturadas por modelos de expectativas racionais usando dados históricos.

¹¹ Segundo o site do BACEN, a GERIN foi criada em abril de 1999, como parte do arcabouço do regime monetário de metas para a inflação. Seu objetivo é aperfeiçoar a comunicação entre o Banco Central do Brasil e o setor privado, monitorando a evolução do consenso de mercado para as principais variáveis macroeconômicas, de forma a gerar subsídios para o processo decisório da política monetária.

A pesquisa iniciou-se em novembro de 2001, porém, expectativas de algumas variáveis utilizadas nesse trabalho somente foram divulgadas a partir de 07/01/2002. Outra restrição foi a obtenção do vértice mais longo da estrutura a termo de juros (756 dias úteis), que somente começou a ser negociado com maior liquidez em 18/03/2002. Logo, a amostra utilizada neste estudo compreende dados entre 18/03/2002 a 26/06/2006 (final do primeiro semestre de 2006). Como as expectativas são coletadas diariamente, porém publicadas semanalmente, estimamos os modelos com periodicidade semanal¹² dos dados (toda segunda-feira).

Usamos dois horizontes de previsões: $t+h$ e $t+j$. O primeiro é referente à taxa a termo implícita na curva de juros, com vencimentos dos contratos de DI futuro em $t+h$ ¹³ e $t+h-1$, com h variando entre 2 a 3 anos à frente. Já o segundo horizonte é referente às previsões coletadas na referida pesquisa de mercado para as variáveis estado macroeconômicas, que é sempre 12 meses à frente.

A escolha do horizonte de previsão $t+j$ igual 12 meses a frente levou em consideração a defasagem dos efeitos da política monetária na inflação. Embora haja certo consenso na literatura empírica de que uma ação de política monetária leve de 6 a 9 meses para afetar o produto da economia, o mesmo não se pode dizer sobre a defasagem necessária para afetar a inflação. Devido às dificuldades dos canais de transmissão, os efeitos sobre os preços aparecem de forma mais lenta na economia.

¹² A idéia subjacente no uso de dados semanais é testar o efeito contemporâneo na estrutura a termo brasileira da divulgação pela GERIN das novas expectativas de mercado. Fica assim estabelecido o elo da relação entre as variáveis macroeconômicas com os respectivos movimentos de nível, inclinação e curvatura.

¹³ O horizonte $t+h$ foi escolhido levando em consideração o DI futuro mais longo negociado com liquidez para cada respectiva data de negociação em pregão da BM&F.

Outro fator que subsidiou a escolha de $t+j$ ser igual 12 meses à frente é o alongamento do horizonte de inferência de cenários macroeconômicos pelas instituições financeiras. Um dos facilitadores para o alongamento do horizonte de previsão é a maior estabilidade macroeconômica observada recentemente. Outro facilitador é o aumento da credibilidade das ações do Banco Central. Bevilaqua, Mesquita e Minella (2007) afirmam que as taxas longas parecem ter se tornado mais sensíveis a mudanças na atual e na esperada taxa curta. Explicam que este resultado é consistente com a hipótese de que a política monetária tem ganhado credibilidade e trabalha através do ajuste a movimentos da taxa curta, e também com um cenário em que, com a baixa vulnerabilidade macroeconômica a choques, os prêmios de risco e a volatilidade diminuem. Os autores analisaram a implementação da política monetária e a convergência da inflação e expectativas da inflação para as metas estipuladas no Brasil, após a crise de 2002. As expectativas da inflação utilizadas foram previsões de mercado (FOCUS) para o IPCA 12 meses a frente, assim como neste estudo.

4.1 ANÁLISE DA CURVA DE RENDIMENTOS BRASILEIRA

Na figura 1 a seguir é mostrada a evolução de cada vencimento do DI Futuro ao longo do tempo t da amostra utilizada, assim como a taxa curta controlada pelo banco central. Observa-se que em 2002 as taxas futuras de todos os rendimentos, principalmente os mais longos, apresentaram fortes altas. O ano foi marcado por uma severa crise interna de confiança em relação às incertezas sobre o futuro da política macroeconômica brasileira sob o comando do novo governo do candidato Lula a presidência da república. Além disso, houve um aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais, em função principal da apuração de fraudes contábeis em grandes corporações norte-americanas.

Com isso, no final de 2002 e início de 2003 (já no início do novo governo), o Banco Central do Brasil foi forçado a dar um choque na taxa curta de juros, com o objetivo de trazer de volta as expectativas inflacionárias futuras para próxima de sua meta. À medida que o governo Lula foi reafirmando a austeridade fiscal e a continuidade do regime de metas de inflação com câmbio flutuante, a credibilidade da autoridade monetária foi se restabelecendo, permitindo que a política de juros fosse flexibilizada novamente já no segundo semestre de 2003.

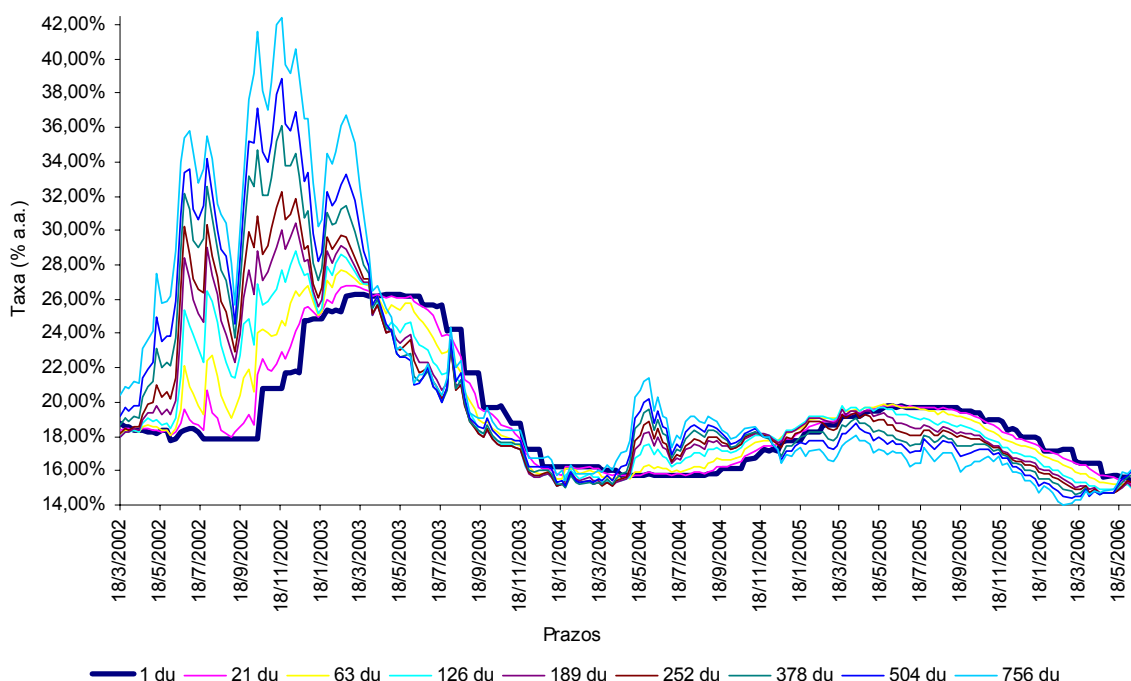


Figura 1 – Evolução dos Rendimentos por Prazo ao Longo do Tempo

Porém, no segundo trimestre de 2004, os mercados internacionais de capitais passaram a refletir maiores preocupações quanto ao dinamismo da retomada do crescimento das principais economias industrializadas. Essa incerteza foi fortemente condicionada pelo recrudescimento da escalada dos preços do petróleo, e resultou em maior instabilidade nos mercados, com reflexos imediatos sobre o mercado cambial no Brasil. Nesse contexto, o cenário favorável que propiciou a apreciação do câmbio desde junho de 2003, passou a ficar

comprometido com a deterioração das expectativas quanto ao preço do petróleo e quanto ao seu impacto sobre o crescimento da economia mundial. A autoridade monetária, com o objetivo de trazer novamente as expectativas de inflação para próximo da sua meta, iniciou novamente o aperto monetário no final do segundo semestre de 2004, estendendo-se até agosto de 2005.

A partir de então, com as expectativas inflacionárias sob controle, o Banco Central iniciou a flexibilização da taxa de juros, que se estende até os dias atuais, abril de 2007. Pelas expectativas atuais declinantes do IPCA 12 meses a frente abaixo de sua meta e expectativas do crescimento do PIB abaixo do seu potencial, o mercado espera que a atual meta SELIC de 12,75% ao ano, continue a cair de forma gradual, podendo estender por mais tempo.

Na tabela 1 a seguir compilam-se as estatísticas descritivas para os rendimentos e os testes de estacionariedade:

Estatísticas	Taxas em Nível							
	21 du	63 du	126 du	189 du	252 du	378 du	504 du	756 du
Média	0,1748	0,1761	0,1778	0,1793	0,1808	0,1841	0,1870	0,1921
Mediana	0,1695	0,1700	0,1696	0,1680	0,1672	0,1662	0,1653	0,1659
Máxima	0,2372	0,2445	0,2531	0,2656	0,2794	0,3083	0,3285	0,3538
Mínima	0,1403	0,1385	0,1377	0,1374	0,1369	0,1363	0,1349	0,1314
Desvio Padrão	0,0271	0,0285	0,0314	0,0347	0,0381	0,0444	0,0497	0,0578
Skewness	0,9689	0,8728	0,8668	0,9802	1,0920	1,2355	1,2816	1,2951
Kurtosis	2,9236	2,7218	2,6260	2,7880	2,9967	3,3050	3,3932	3,4089
Teste ADF	-0,41	-0,77	-1,07	-1,16	-1,19	-1,16	-1,12	-1,41
Teste PP	-0,98	-0,84	-1,05	-1,18	-1,24	-1,33	-1,25	-1,27
Teste KPSS	0,55*	0,70**	0,90**	1,00**	1,06**	1,13**	1,18**	1,25**

Estatísticas	Taxas em Primeiras Diferenças							
	21 du	63 du	126 du	189 du	252 du	378 du	504 du	756 du
Média	(0,00013)	(0,00013)	(0,00012)	(0,00012)	(0,00012)	(0,00013)	(0,00013)	(0,00017)
Mediana	(0,00028)	(0,00048)	(0,00043)	(0,00043)	(0,00038)	(0,00047)	(0,00038)	(0,00011)
Máxima	0,02427	0,02845	0,03358	0,03398	0,04248	0,04116	0,03962	0,03964
Mínima	(0,01068)	(0,01068)	(0,01439)	(0,01855)	(0,02070)	(0,02327)	(0,02699)	(0,02799)
Desvio Padrão	0,00322	0,00442	0,00577	0,00656	0,00717	0,00790	0,00846	0,00929
Skewness	2,89552	2,66352	2,41002	2,00663	1,73792	1,15805	0,90422	0,79448
Kurtosis	24,12670	18,22220	15,10670	12,54500	11,68420	8,46961	7,25663	6,71611
Teste ADF	-3,82**	-13,77**	-14,57**	-13,57**	-12,93**	-12,34**	-11,97**	-11,33**
Teste PP	-13,56**	-13,83**	-14,58**	-13,53**	-12,84**	-12,24**	-11,92**	-11,28**
Teste KPSS	0,21	0,25	0,21	0,18	0,17	0,14	0,17	0,14

Notas:

(i) ADF e PP testam H0: série não-estacionária e KPSS testa H0: série estacionária.

(ii) Para todos os testes, tanto em nível quanto em primeiras diferenças, foram incluídos interceptos na equação.

(iii) Para o ADF foi utilizado o critério de *Schwartz* para seleção do número de diferenças defasadas.

(iv) Para os testes PP e KPSS foi utilizado o critério *Newey-West* para seleção do *Bandwidth*.

(v) (***) Indica rejeição de H0 ao nível de significância de 5%(1%). Para o ADF e PP, os valores críticos a 5%(1%) são iguais a -2,88 (-3,47) e para o KPSS são iguais a 0,46(0,74).

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas dos Rendimentos

Observa-se que os desvios-padrões são maiores na medida em que o rendimento torna-se mais longo. Isso pode ser explicado pelo fato de que quanto mais longo o vencimento, mais incertezas em relação ao futuro da economia, logo, os participantes do mercado exigem prêmios de risco maiores para entrar na curva de juros. Este fato está de acordo com a teoria *Time-Varying Risk Premia*. Brito, Duarte e Guillén (2004) encontraram um resultado semelhante ao testarem a validade da hipótese das expectativas racionais (HER) para o Brasil. Explicam que a reação exagerada (*overreaction*) do diferencial do rendimento à taxa curta contemporânea pode ser uma justificativa para a rejeição da HER.

Os testes de estacionariedade indicam que todas as taxas são não estacionárias no nível e estacionárias nas primeiras diferenças. O resultado pode ser devido ao curto período da amostra considerado e a incerteza gerada pelas eleições de 2002.

A tabela 2 mostra a estrutura de correlações entre os diferentes rendimentos da estrutura a termo da taxa de juros.

	<i>21 du</i>	<i>63 du</i>	<i>126 du</i>	<i>189 du</i>	<i>252 du</i>	<i>378 du</i>	<i>504 du</i>	<i>756 du</i>
21 du	1,0000							
63 du	0,9716	1,0000						
126 du	0,8713	0,9601	1,0000					
189 du	0,7890	0,9058	0,9870	1,0000				
252 du	0,7316	0,8624	0,9658	0,9945	1,0000			
378 du	0,6620	0,8053	0,9305	0,9752	0,9926	1,0000		
504 du	0,6261	0,7732	0,9071	0,9591	0,9822	0,9975	1,0000	
756 du	0,5945	0,7423	0,8804	0,9376	0,9658	0,9886	0,9964	1,0000

Tabela 2 – Matriz de Correlações entre os Rendimentos

Uma das características entre as taxas da estrutura a termo é o alto grau de correlação entre os vencimentos. Isto reforça a necessidade da imposição de restrições de não-arbitragem.

4.2 ANÁLISE DAS VARIÁVEIS ESTADO – PREVISÕES MACROECONÔMICAS

A figura 2 exibe as expectativas em *t* para o desvio do IPCA em relação a sua meta 12 meses a frente, em conjunto com o desvio efetivo observado 12 meses a frente, assim como a evolução da taxa curta SELIC na data das previsões em *t*.

A amostra foi dividida em quatro sub-períodos: (I) e (III), referentes aos apertos monetários de 2002 e 2004 respectivamente; e (II) e (IV), referentes às flexibilizações monetárias de 2003 e 2005 respectivamente. No início do sub-período (I), as expectativas para o desvio do IPCA 12 meses a frente (linha verde pontilhada) estavam inicialmente estáveis e próximas de zero

(eixo vertical da direita). Quando as expectativas para o desvio começaram a subir para próximo a 8%, o banco central reagiu iniciando um choque monetário já em outubro de 2002. Já em janeiro de 2003, praticamente no meio do período de aperto monetário, as expectativas reverteram e começaram a cair novamente, tendendo a zero. Ou seja, os agentes esperavam que, como a autoridade monetária estava com uma política de juros altamente restritiva em t, a inflação futura para 12 meses a frente iria retornar aos patamares próximos ou abaixo da meta.

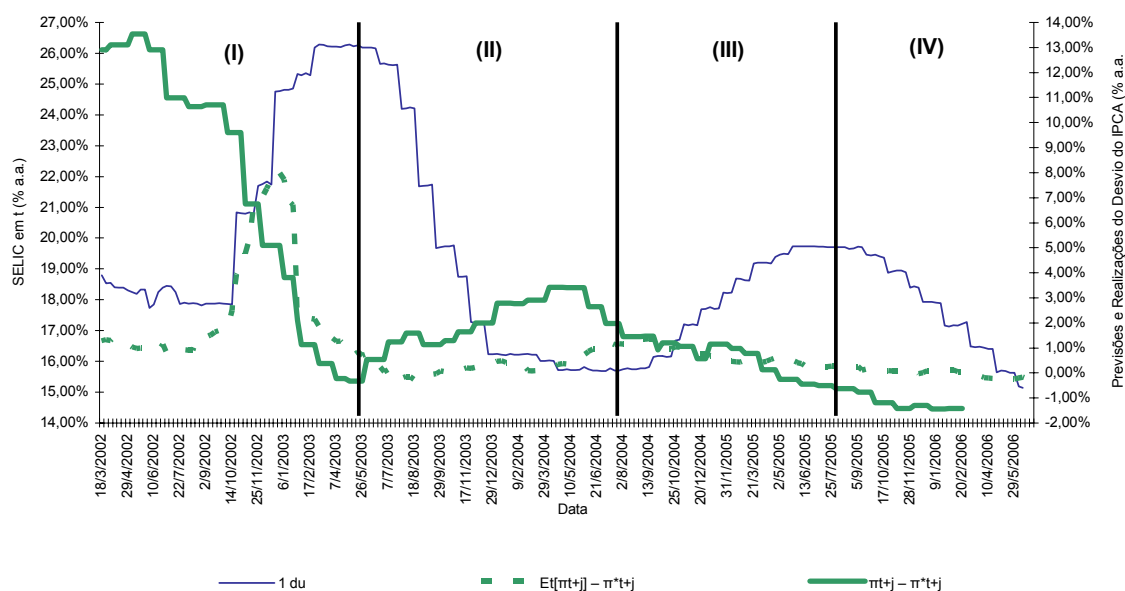


Figura 2 – SELIC Contemporânea x Expectativas e Realizados para o Desvio do IPCA 12 Meses a Frente

Já em maio de 2003, a autoridade monetária deu início à flexibilização da taxa curta de juros, dado a reconquista de credibilidade da política econômica do novo governo. Em janeiro de 2004, próximo ao fim da flexibilização, as expectativas do desvio de IPCA começaram a subir novamente, mesmo que marginalmente. Ou seja, o mercado estava precificando que, após um bom período de queda dos juros e os efeitos defasados da política monetária, a demanda poderia ficar aquecida, podendo pressionar a inflação 12 meses a frente.

No segundo trimestre de 2004, com o início de novo aperto monetário devido às preocupações quanto ao dinamismo da retomada do crescimento das principais economias industrializadas, as expectativas do desvio do IPCA começaram a tender marginalmente para zero. Terminado o aperto e reiniciada nova flexibilização em setembro de 2005, as expectativas não pararam de cair, ficando abaixo de zero já por volta do 2º trimestre de 2006, mantendo-se no terreno negativo até os dias de hoje. Ou seja, os agentes de mercado estão confiantes com as reações do Banco Central, resultando em expectativas para o IPCA 12 meses a frente abaixo de sua meta estipulada de 4,5% ao ano.

Observa-se ainda que antes das crises de 2002 e 2004, as expectativas para o desvio do IPCA foram subestimadas sistematicamente. Isto pode ser explicado pelo depósito adicional de credibilidade pelos agentes de mercado na política de choque de juros do Banco Central. Dessa forma, os formuladores de cenários macroeconômicos tendem a inferir, em um primeiro momento, que o choque de oferta ou demanda na economia seja de caráter não persistente.

Movimento inverso observa-se a partir do final do sub-período (III) até o presente momento. As expectativas do desvio do IPCA em relação a sua meta estão sendo superestimadas sistematicamente. Entre os vários possíveis motivos para este fato recente, destaca-se o rápido aumento da entrada de capital estrangeiro no Brasil.

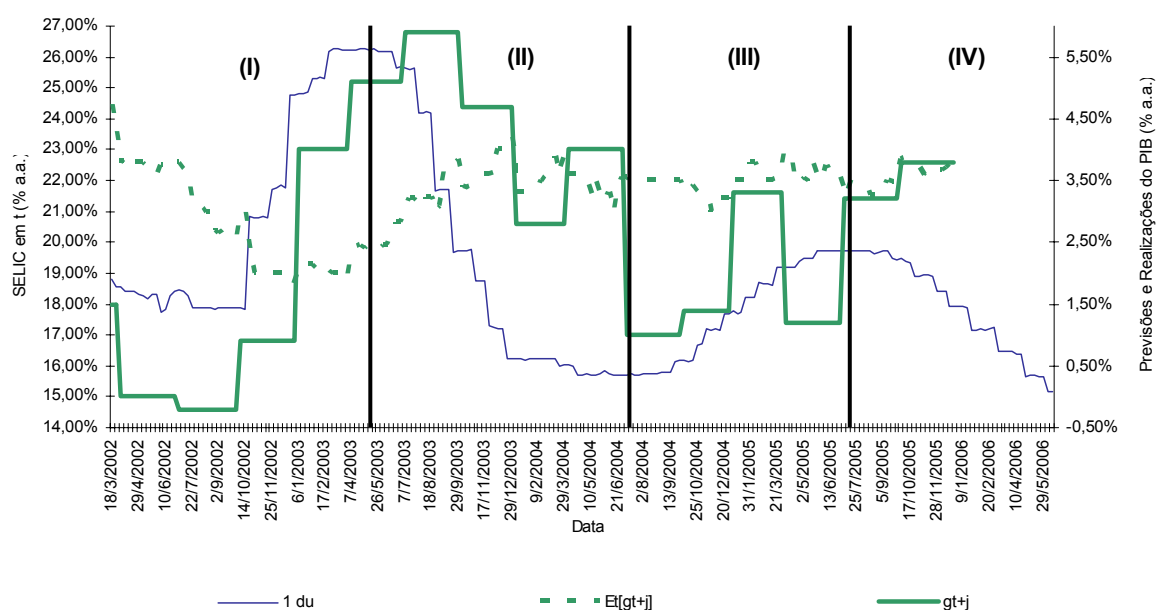


Figura 3 – SELIC Contemporânea x Expectativas e Realizados para o PIB 12 Meses a Frente

A figura 3 exibe as expectativas em t para o crescimento do PIB 12 meses a frente, em conjunto com o crescimento do PIB efetivo observado 12 meses a frente (trimestre corrente em relação ao trimestre do ano anterior), assim como a evolução da taxa curta SELIC na data das expectativas em t.

O gráfico revela que o mercado subestima a redução da demanda agregada em períodos de aperto monetário, assim como subestima o aumento da demanda agregada em períodos de flexibilização monetária. Portanto, conclui-se que os formuladores de cenários macroeconômicos imputam um viés em seus modelos de previsões ao estimarem os efeitos defasados de política monetária no produto da economia.

Estatísticas	Variáveis em Nível				
	$(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*)$	$E_t[g_{t+j}]$	$E_t[r_{t+j}]$	$E_t[s_{t+h}]$	$E_t[q_{t+j}]$
Média	0,0095	0,0325	0,1468	0,0530	0,4660
Mediana	0,0049	0,0344	0,1452	0,0319	0,4800
Máxima	0,0768	0,0462	0,1823	0,1973	0,5682
Mínima	(0,0029)	0,0182	0,1259	0,0050	0,3424
Desvio Padrão	0,0155	0,0056	0,0152	0,0509	0,0615
Skewness	2,9783	(1,0801)	0,8032	1,3708	(0,2895)
Kurtosis	11,7998	3,4568	3,2047	3,5633	2,1078
Teste ADF	-2,39	-2,88*	-1,83	-1,71	-0,32
Teste PP	-2,32	-2,83	-1,12	-1,71	-0,32
Teste KPSS	0,57*	0,59*	0,44	1,22**	0,94**

Estatísticas	Variáveis em Primeiras Diferenças				
	$(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*)$	$E_t[g_{t+j}]$	$E_t[r_{t+j}]$	$E_t[s_{t+h}]$	$E_t[q_{t+j}]$
Média	(0,00007)	(0,00005)	(0,00009)	(0,00009)	(0,00027)
Mediana	0,00000	0,00000	0,00000	(0,00024)	0,00000
Máxima	0,01390	0,00580	0,00858	0,05721	0,02293
Mínima	(0,04160)	(0,00890)	(0,00729)	(0,03456)	(0,00895)
Desvio Padrão	0,00341	0,00166	0,00219	0,01202	0,00445
Skewness	(7,97566)	(0,91177)	0,74400	0,93413	2,13725
Kurtosis	106,55300	8,46423	7,85229	7,52585	11,88620
Teste ADF	-7,39**	-3,57**	-4,09**	-13,84**	-6,61**
Teste PP	-12,94**	-9,75**	-13,54**	-13,82**	-10,58**
Teste KPSS	0,04	0,13	0,15	0,07	0,61*

Notas:

- (i) ADF e PP testam H_0 : série não-estacionária e KPSS testa H_0 : série estacionária.
- (ii) Para todos os testes, tanto em nível quanto em primeiras diferenças, foram incluídos interceptos na equação.
- (iii) Para o ADF foi utilizado o critério de *Schurwitz* para seleção do número de diferenças defasadas.
- (iv) Para os testes PP e KPSS foi utilizado o critério *Newey-West* para seleção do *Bandwidth*.
- (v) *(**) Indica rejeição de H_0 ao nível de significância de 5%(1%). Para o ADF e PP, os valores críticos a 5%(1%) são iguais a -2,88 (-3,47) e para o KPSS são iguais a 0,46(0,74).

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas para as Previsões Macroeconômicas

A tabela 3 exhibe as estatísticas descritivas para as expectativas de variáveis macroeconômicas. Observa-se que as séries macroeconômicas brasileiras são muito voláteis dados altos desvios-padrões e existem grandes diferenças entre os valores mínimos e máximos ao longo da amostra utilizada. Verifica-se também que todas elas têm indicativo de não estacionariedade no nível, assim como foi anteriormente reportado para os rendimentos da estrutura a termo. No caso específico da série das expectativas do desvio do IPCA 12 meses a frente em relação a sua meta, esperava-se que fosse $I(0)$. Porém, como mostra o gráfico da figura 2, os agentes de mercado erraram muito em suas expectativas em 2002 gerando uma série não estacionária.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção é exibido e analisado os resultados das estimações da regra monetária *forward-looking* (21) para cada um dos vencimentos selecionados da estrutura a termo de juros brasileira. Dada a não estacionariedade das séries, usou-se o teste de cointegração de Engle-Granger, que consiste em verificar a existência de tendência estocástica para a série de resíduos gerada pela regressão original da regra monetária. Após o procedimento anterior, analisou-se os coeficientes da relação de cointegração obtidos, buscando associa-los aos movimentos de longo prazo da estrutura a termo de juros. Por último, estimou-se os mecanismos de correção de erro – ECM, de forma a inferir também as relações dinâmicas de curto prazo entre as variáveis.

Foi detectado ainda problemas de endogeneidade das variáveis explicativas no modelo. Para resolver o problema, estimou-se regressões OLS em 2 estágios, utilizando-se como variáveis instrumentais, as próprias explicativas defasadas em 1 período¹⁴.

A tabela 4 a seguir exibe os resultados da estimação da regra monetária especificada em (21), para todos os rendimentos¹⁵:

¹⁴ Uma variável instrumental deve atender a duas condições: (i) ela deve ser ortogonal (não correlacionada) ao resíduo da regressão (como qualquer outra variável explicativa para um modelo com estimadores não viesados) e (ii) ela deve ser correlacionada com a variável que ela vai “substituir”, quanto mais correlacionada melhor. Segundo a literatura aplicada, o uso das variáveis explicativas defasadas em 1 período como instrumentos, garante a ortogonalidade dos mesmos em relação aos erros estimados.

Variáveis Explicativas - Previsões Macroeconômicas	Variáveis Dependentes - Rendimentos da Estrutura a Termo de Juros							
	DI 21 du	DI 63 du	DI 126 du	DI 189 du	DI 252 du	DI 378 du	DI 504 du	DI 756 du
Constante	0,02 (0,02)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,02)	0,01 (0,02)	0,04* (0,02)
$(E_t[\pi_{t+j}] - \pi_{t+j}^*)$	-0,45** (0,06)	-0,31** (0,05)	-0,19** (0,05)	-0,10 (0,06)	-0,03 (0,06)	0,08 (0,06)	0,18** (0,06)	0,31** (0,07)
$E_t[g_{t+j}]$	-1,35** (0,22)	-1,15** (0,20)	-0,79** (0,20)	-0,54* (0,21)	-0,42* (0,21)	-0,29 (0,22)	-0,26 (0,23)	-0,44 (0,25)
$E_t[r_{t+j}]$	1,23** (0,08)	1,34** (0,07)	1,34** (0,07)	1,30** (0,08)	1,24** (0,08)	1,11** (0,08)	0,97** (0,09)	0,74** (0,09)
$E_t[s_{t+h}]$	0,18** (0,03)	0,18** (0,03)	0,26** (0,03)	0,34** (0,03)	0,42* (0,03)	0,57** (0,03)	0,71** (0,03)	0,93** (0,04)
$E_t[q_{t+j}]$	0,12** (0,02)	0,05* (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,05* (0,02)	-0,06** (0,02)	-0,06** (0,02)	-0,04 (0,02)	0,01 (0,02)
Estatísticas das Equações de Longo Prazo Estimadas								
R2 Ajustado:	0,9091	0,9349	0,9429	0,9487	0,9562	0,9649	0,9698	0,9732
DW:	0,4331	0,4950	0,4832	0,4273	0,4202	0,3968	0,4189	0,5517

(i) (***) Indica significância do coeficiente a 5%(1%). Desvios Padrões em parênteses. Para o OLS 2 estágios foram utilizados como instrumentos as próprias variáveis do modelo defasadas em 1 período.

Tabela 4 – Coeficientes Engle-Granger de Longo Prazo para a Regra Monetária (21) – OLS em 2 Estágios

A tabela 5 apresenta o teste de cointegração de Engle-Granger, através da análise dos resíduos da equação de longo prazo estimada. Os resultados indicam cointegração das séries estudadas.

Variáveis Explicativas - Resíduos Defasados em 1 Período	Variáveis Dependentes - Primeira Diferença dos Resíduos das Equações Estimadas de LP							
	D(Erro DI 21 du)	D(Erro DI 63 du)	D(Erro DI 126 du)	D(Erro DI 189 du)	D(Erro DI 252 du)	D(Erro DI 378 du)	D(Erro DI 504 du)	D(Erro DI 756 du)
Erro (-1)	-0,22** (0,04)	-0,26** (0,04)	-0,29** (0,05)	-0,21** (0,04)	-0,21** (0,04)	-0,21** (0,04)	-0,21** (0,04)	-0,27** (0,05)
Estatísticas das Equações dos Testes de Cointegração								
R2 Ajustado:	0,1077	0,1875	0,2188	0,1021	0,1017	0,1592	0,1051	0,1609
DW:	2,0292	1,9348	1,8845	2,0784	2,1056	2,1588	2,1442	1,9114

(i) Para os coeficientes dos erros foram utilizadas os valores críticos de MacKinnon, ver Enders (2004). Os valores para o teste são: -4,487 (-5,070), respectivamente para 5% (1%). (***) Indica significância dos coeficientes dos erros a 5 (1%).

Tabela 5 – Testes de Cointegração de Engle-Granger – Análise dos Resíduos da Equação de Longo Prazo Estimada

Voltando aos resultados de longo prazo exibidos na tabela 4, para as previsões do *spread* encontraram-se coeficientes positivos crescentes em função da maturidade da curva. Este

¹⁵ A pesquisa FOCUS não fornece expectativas de mercado diretas para o hiato do produto. Logo, na equação (21) de regressão da regra monetária, trocamos a expectativa do hiato 12 meses a frente pela expectativa do crescimento do produto 12 meses a frente, ou seja, $E_t[y_{t+j}]$ por $E_t[g_{t+j}]$.

resultado confirma a hipótese de que rendimentos em títulos longos são funções diretas das futuras taxas de curto prazo esperadas, ajustando o prêmio de risco à variação do tempo. Em termos comparativos com a teoria clássica dos fatores latentes, as previsões do *spread* responderiam em parte pelos movimentos de “inclinação” na curva, com um impacto maior na parte longa da curva.

Os coeficientes de longo prazo também são positivos para as expectativas da SELIC 12 meses a frente, porém, são função decrescente da maturidade da curva, se estabilizando marginalmente na parte média da curva. Este resultado explica-se pelo fato de que, se os agentes esperam uma SELIC maior para daqui a 12 meses, é porque o Banco Central já está subindo a SELIC hoje. Passado os 12 meses, a SELIC tende a subir com menor intensidade, dado que os efeitos defasados do aperto monetário já estarão se concretizando no final de 12 meses. Daí para frente, mantendo tudo mais constante, se ainda houver a necessidade de continuar com o aperto monetário, a autoridade monetária tenderá a fazê-lo de forma mais leve, dado que a sensibilidade do produto em relação à taxa de juros tende a aumentar com o passar do tempo após o início da implementação de uma política monetária. Em termos comparativos com a teoria clássica dos fatores latentes, as previsões da SELIC responderiam em parte pelos movimentos conjuntos de “inclinação” e “curvatura” na curva, com um impacto maior na parte curta e média da curva.

A expectativa do PIB 12 meses a frente tem um impacto negativo em relação aos rendimentos. Quando o mercado espera um crescimento do produto maior a 12 meses a frente, é porque o Banco Central já está com um afrouxamento monetário no presente. Isto reflete novamente a questão dos efeitos defasados de política monetária no produto da economia. A previsão do PIB tem o efeito de “inclinação” na curva, dado que o impacto negativo é decrescente em relação à maturidade da estrutura a termo. Isto referenda

novamente o fato de que a sensibilidade do produto em relação à taxa de juros tende a aumentar com o passar do tempo após o início da implementação de uma política monetária.

O desvio previsto da inflação em relação a sua meta 12 meses a frente, tem um efeito negativo na parte curta da curva, quase neutro na parte média da curva, e positivo na parte longa da curva. O efeito negativo na parte curta da curva tem a mesma explicação do coeficiente negativo da previsão do PIB, ou seja, se os agentes de mercado esperam que daqui a 12 meses o desvio da inflação em relação a sua meta perseguida pelo Banco Central ficará maior, é devido à flexibilização da política monetária já no presente. Logo, se a autoridade monetária está reduzindo a taxa curta, pode-se esperar que a inflação lá na frente irá aumentar, devido ao estímulo adicional na demanda agregada. A resultante deste vetor é uma queda na parte curta da curva. Já o aumento na parte longa, é devido ao fato de que, mantido tudo mais constante, se de fato a inflação subir daqui a 12 meses, em algum momento lá na frente o Banco Central terá que fazer novo aperto monetário, subindo a taxa de juros curta no futuro. O efeito nulo observado na parte média da curva leva em conta uma possível pausa na política monetária do Banco Central para reavaliação dos efeitos no produto da economia.

Por último, o fator de expectativa da desvalorização cambial (R\$/US\$) 12 meses a frente tem um impacto marginal ao longo da curva, podendo ser considerado quase nulo. Nos vencimentos mais curtos tem um impacto de nulo para positivo, enquanto que para os vencimentos médio e longo tem um impacto de nulo para negativo. Isso pode ser explicado devido ao fato de que as previsões para o câmbio, afetam mais os movimentos da curva no curto prazo, do que os movimentos de longo prazo. Este efeito no curto prazo se dá na maioria das vezes, de forma paralela na curva. No longo prazo, o câmbio irá impactar mais as previsões de outras variáveis macroeconômicas, como as expectativas para a inflação por exemplo, do que diretamente a curva de juros.

A tabela 6 mostra os mecanismos de correção de erro (ECM) para as regressões de longo prazo da tabela 4.

Explicativas - Erros das Eqs. de LP Defasadas e as Difs. Defasadas de Todas as Variáveis	Variáveis Dependentes - Diferenças dos Rendimentos da Estrutura a Termo de Juros							
	D(DI 21 du)	D(DI 63 du)	D(DI 126 du)	D(DI 189 du)	D(DI 252 du)	D(DI 378 du)	D(DI 504 du)	D(DI 756 du_)
Constante	-6,99E-05 (0,0002)	-9,08E-05 (0,0003)	-9,17E-05 (0,0004)	-8,27E-05 (0,0004)	-7,92E-05 (0,0005)	-9,54E-05 (0,0005)	-0,0001 (0,0006)	0,0004 (0,0006)
Erro (-1)	-0,0974** (0,0284)	-0,1979** (0,0434)	-0,2483** (0,0568)	-0,2497** (0,0620)	-0,2492** (0,0679)	-0,2115** (0,0733)	-0,1993** (0,0768)	-0,1698* (0,0718)
D(DI xx du(-1))	0,1836* (0,0768)	0,1551 (0,0817)	0,0819 (0,0918)	0,1418 (0,1007)	0,2052 (0,1077)	0,3319** (0,1185)	0,4021** (0,1256)	0,4347** (0,1140)
D((E _t [π _{t+j}]-π _{t+j})*(-1))	0,0584 (0,0660)	0,1250 (0,0900)	0,1651 (0,1193)	0,1875 (0,1372)	0,1853 (0,1522)	0,1719 (0,1708)	0,2163 (0,1839)	0,0903 (0,1845)
D(E _t [g _{t+j}])(-1))	0,1881 (0,1363)	0,2850 (0,1788)	0,2202 (0,2342)	0,1471 (0,2681)	0,1433 (0,2944)	0,2380 (0,3362)	0,2841 (0,3601)	0,4273 (0,3566)
D(E _t [r _{t+j}])(-1))	-0,0205 (0,1106)	-0,0490 (0,1464)	-0,0267 (0,1882)	-0,0002 (0,2137)	-0,0114 (0,2330)	-0,0228 (0,2571)	-0,0418 (0,2777)	-0,1135 (0,2749)
D(E _t [s _{t+h}])(-1))	0,0137 (0,0211)	-0,0051 (0,0286)	0,0001 (0,0400)	-0,0112 (0,0491)	-0,0397 (0,0574)	-0,1283 (0,0708)	-0,1822* (0,0818)	-0,2275** (0,0847)
D(E _t [q _{t+j}])(-1))	0,0252* (0,0104)	0,0088 (0,0144)	0,0088 (0,0195)	0,0075 (0,0226)	0,0040 (0,0247)	0,0010 (0,0270)	-0,0044 (0,0285)	-0,0040 (0,0277)
Estatísticas das Equações de Curto Prazo Estimadas								
R2 Ajustado:	0,1189	0,0776	0,0620	0,0510	0,0440	0,0617	0,0625	0,1345
DW:	2,0211	1,9881	1,9953	2,0023	1,9958	1,9868	1,9757	1,8501

(i) *(**) Indica significância do coeficiente a 5%(1%). Desvios Padrões em parênteses.

Tabela 6 – Coeficientes Engle-Granger Dinâmicos de Curto Prazo para a Regra Monetária Taylor e McCallum (21) – Modelo de Correção de Erro - ECM

As dinâmicas de curto prazo mostradas acima para a regra testada, mostram que os retornos dos rendimentos são sensíveis somente aos parâmetros de ajustamento do mecanismo de correção de erro dos desvios do equilíbrio de longo prazo. Este fato pode ser explicado pela própria natureza do mercado financeiro no curto prazo, que busca volatilidade para criar momentos de arbitragem. Estes momentos se dissipam rapidamente se os mercados são eficientes e cointegrados. Estas discrepâncias no curto prazo, explicam a maioria dos movimentos de nível na curva de juros brasileira. Isto explica em parte o fato de que, quando há mudanças nas previsões macroeconômicas, o mercado não responde instantaneamente como deveria em todas as partes da curva.

6 CONCLUSÃO

O presente trabalho tenta responder a perguntas relacionadas aos movimentos da estrutura a termo de juros: o que causam tais movimentos, e qual impacto que eles causam na economia. As respostas a estas perguntas não é trivial, dado que geram conflito de interesses entre estrategistas de renda fixa, macroeconomistas e formuladores de política monetária dos bancos centrais.

A estrutura a termo de juros reage a informações *forward-looking* sobre o futuro caminho da economia, e é frequentemente ligado às expectativas sobre as taxas curtas futuras, produto e inflação. A literatura brasileira hoje sobre o assunto, associa os movimentos da taxa de juros a dados históricos de variáveis macroeconômicas. Logo, os trabalhos até hoje existentes para a economia brasileira não respondem explicitamente a mudanças no sentimento do mercado devido a novas notícias e anúncios dos bancos centrais. O presente estudo, a exemplo de Chun (2005), contribui para a literatura no Brasil por incorporar explicitamente informação *forward-looking* diretamente de expectativas observadas de mercado dentro de um modelo de estrutura a termo, ligando formalmente os rendimentos de todas as maturidades a um conjunto subjacente de previsões.

Os principais resultados são: (i) a expectativa do PIB 12 meses a frente tem um impacto negativo sobre a curva de juros e decrescente com a maturidade; (ii) a expectativa para o

desvio da inflação em relação a sua meta tem efeito negativo na parte curta da curva, neutro na parte média, e positivo, na longa; e (iii) a expectativa para a taxa curta de juros tem um impacto positivo, porém decrescente com a maturidade da estrutura a termo. Os resultados estão em linha com a evidência empírica dos efeitos defasados dos mecanismos de transmissão da política monetária.

Estes modelos poderão fornecer a estrategistas de renda fixa e a formuladores de política monetária um novo arcabouço de ferramentas para inferirem a sensibilidade dos rendimentos ao longo de toda a estrutura a termo de juros a mudanças nas expectativas de mercado.

7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Almeida, C. I. R. . Affine Processes, Arbitrage-Free Term Structures of Legendre Polynomials and Option Pricing. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v. 8, n. 2, p. 161-184, 2005-a.

Almeida, C. I. R. . A Note on the Relation Between Principal Components and Dynamic Factors in Affine Term Structure Models. *Revista de Econometria, Brasil*, v. 25, n. 1, p. 89-114, 2005-b.

Ang, A., Dong, S., Piazzesi, M., 2005. No-arbitrage Taylor Rules, Working Paper, Columbia University.

Ang, A., Piazzesi, M., 2003. A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables. *Journal of Monetary Economics* 50 (4), 745-787.

Batini, N., Haldane, A. G., 1998. Forward-Looking Rules for Monetary Policy. In: Taylor, J. b. (Ed.), *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, pp. 157-192.

Bernanke, B. S., Reinhart, V. R., Sack, B. P., 2004. Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment. *Finance and Economics Discussion Series*. Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs – Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Bevilaqua, A. S., Mesquita, M., Minella, A. 2007. Brazil: Taming Inflation Expectations. Banco Central do Brasil, Working Paper Nr. 129.

Brito, R.D.O. ; Duarte, A.J.M. ; Guillén, O. T. C. . Overreaction of Yield Spreads and Movements of Brazilian Interest Rates. *Revista de Econometria, Rio de Janeiro*, v. 24, n. 1, p. 1-55, 2004.

Chun, A. L. 2005. Expectations, Bond Yields and Monetary Policy. Working Paper Stanford University.

Doshi, R., 2006. Inverted Yield Curves and the Conundrum: A Dynamic Model of the Term Structure of Interest Rates. Economic Thesis of the Stanford University Department of Economics.

Duffie, D., Kan, R., 1996. A Yield Factor Model of Interest Rates. *Mathematical Finance* 6 (4), 379-406.

Engle, R. E., Granger, C. W. J., 1984. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55, 251-76.

Gurkaynak, R. S., Sack, B., Swanson, E., 2005a. Do Actions Speak Louder Than Words? Measuring the Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. *International Journal of Central Banking* 1 (1), 55-93.

Litterman, R., Scheinkman, J., 1991. Common Factors Affecting the Bond Returns. *Journal of Fixed Income* 1, 54-61.

Matsumura, M., 2006. Impact of Macro Shocks on Sovereign Default Probabilities. Texto para Discussão N° 1241, IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Matsumura, M., Moreira, A. R. B., 2005. Can Macroeconomic Variables Account for the Term Structure of Sovereign Spreads? Studying the Brazilian Case. Texto para Discussão N° 1106, IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Matsumura, M., Moreira, A. R. B., 2006. Macro Factors and the Brazilian Yield Curve With no Arbitrage Models. Texto para Discussão N° 1210, IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

McCallum, B. T., 1994. Monetary Policy Rules and the Term Structure of Interest Rates, NBER Working Paper No. 4938.

Rudebush, G. D., Wu, T., 2004. A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy, and the Economy, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 2003-17.

Silveira, M. A. C., 2005. Modelo Fatorial Linear Macroeconômico de Estrutura a Termo da Taxa de Juros: Aplicação para a Economia Brasileira. IPEA, Texto para Discussão N° 1097.

Sin, H. L., (2006). Usando a Estrutura a Termo na Estimação de Regras de Taylor: Uma Abordagem Bayesiana. Dissertação de Mestrado – EPGE – RJ.

Shousha, S., 2006. Estrutura a Termo da Taxa de Juros e Dinâmica Macroeconômica no Brasil. Dissertação de Mestrado – Pontifícia Universidade Católica – PUC – RJ.

Taylor, J. B., 1993. Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rohester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.

APÊNDICE A - SOLUÇÃO RECURSIVA PARA OS COEFICIENTES DA EQUAÇÃO DOS RENDIMENTOS

Este apêndice detalha a solução de Ang e Piazzesi (2003) dos coeficientes A_n e B'_n dos rendimentos da estrutura a termo de juros da equação (9). O modelo trabalha em tempo discreto. Abaixo as hipóteses usadas:

$$(A.1) \quad X_t \Rightarrow \text{Vetor de Variáveis Estado} \\ (Nx1)$$

$$(A.2) \quad X_t = u_t + \Phi X_{t-1} + \sum \varepsilon_t \Rightarrow \text{Dinâmica em Tempo Discreto do Vetor } X_t \\ (Nx1) \quad (Nx1) \quad (NxN) \quad (Nx1)$$

$$(A.3) \quad \lambda_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t \Rightarrow \text{Dinâmica do Prêmio de Risco de Mercado} \\ (Nx1) \quad (Nx1) \quad (NxN) \quad (Nx1)$$

$$(A.4) \quad r_t = \delta_0 + \delta'_1 X_t \Rightarrow \text{O Processo da Taxa Curta da Economia} \\ (1x1) \quad (1x1) \quad (1xN) \quad (Nx1)$$

$$(A.5) \quad m_{t+1} = \exp\left(-\frac{1}{2} \lambda'_t \lambda_t - \delta_0 - \delta'_1 X_t - \lambda'_t \varepsilon_{t+1}\right) \Rightarrow \text{Especificação do Fator Estocástico de Desconto da Economia (Pricing Kernel)}$$

$$(A.6) \quad P_t^{(n)} = E_t(m_{t+1} P_{t+1}^{(n-1)}) \Rightarrow \text{Preço de um título zero coupon em } t \text{ para a } n\text{-ésima maturidade da estrutura a termo de juros}$$

$$(A.7) \quad P_t^{(n)} = \exp(-nR_t^{(n)}) \Rightarrow \text{O preço do título em função dos rendimentos ao longo da estrutura a termo de juros}$$

$$(A.8) \quad \varepsilon_{t+1} \text{ é distribuído } N(0, I)$$

Fazendo $n=1$ na equação (A.7), temos o preço do título para 1 período:

$$(A.9) \quad P_t^1 = \exp(-r_t)$$

onde $R_t^{(1)}$ é substituído pela taxa curta da economia r_t .

Substituindo (A.4) em (A.9), tem-se:

$$(A.10) \quad P_t^{(1)} = \exp(-\delta_0 - \delta_1' X_t)$$

A equação acima é uma função exponencial afim do vetor X_t das variáveis estado do tipo:

$$(A.11) \quad P_t^{(n)} = \exp(a_n + b_n' X_t)$$

onde na equação (A.10), $n = 1$, $a_n = -\delta_0$ e $b_n' = -\delta_1'$.

Avançando 1 período a frente na equação (A.11), tem-se:

$$(A.12) \quad P_{t+1}^{(n)} = \exp(a_n + b_n' X_{t+1})$$

Avançando 1 vencimento n na equação (A.6), tem-se:

$$(A.13) \quad P_t^{(n+1)} = E_t(m_{t+1} P_{t+1}^{(n)})$$

Substituindo (A.12) e (A.5) em (A.13), tem-se:

$$(A.14) \quad P_t^{(n+1)} = E_t(\exp(-\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \delta_0 - \delta_1' X_t - \lambda_t' \varepsilon_{t+1}) \exp(a_n + b_n' X_{t+1}))$$

Tirando alguns termos do operador E_t , tem-se:

$$(A.15) \quad P_t^{(n+1)} = \exp(-\frac{1}{2} \lambda_t' \lambda_t - \delta_0 - \delta_1' X_t + a_n) E_t(\exp(-\lambda_t' \varepsilon_{t+1} + b_n' X_{t+1}))$$

Avançando 1 período a frente a dinâmica da equação (A.2) do vetor estado X_t , tem-se:

$$(A.16) \quad X_{t+1} = u_t + \Phi X_t + \sum \varepsilon_{t+1}$$

Substituindo (A.16) em (A.15), tem-se:

$$(A.17) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - \delta_0 - \delta_1'X_t + a_n\right)E_t\left(\exp(-\lambda_t'\varepsilon_{t+1} + u_t + \Phi X_t + \Sigma\varepsilon_{t+1})\right)$$

Tirando alguns termos do operador E_t , tem-se:

$$(A.18) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - \delta_0 - \delta_1'X_t + a_n + b_n'(\mu_t + \Phi X_t)\right)E_t\left(\exp(-\lambda_t'\varepsilon_{t+1} + B_n'\Sigma\varepsilon_{t+1})\right)$$

Colocando os termos X_t e ε_{t+1} em evidência, tem-se que:

$$(A.19) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - \delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + (b_n'\Phi - \delta_1')X_t\right)E_t\left(\exp((-\lambda_t' + b_n'\Sigma)\varepsilon_{t+1})\right)$$

Focando-se agora na parte da expectativa, supondo que $P_t^{(n+1)}$ segue uma *log-normal*, tem-se que:

$$(A.20) \quad E_t\left(\exp((-\lambda_t' + b_n'\Sigma)\varepsilon_{t+1})\right) = \exp\left(E_t[(-\lambda_t' + b_n'\Sigma)\varepsilon_{t+1}] + \frac{1}{2}Var_t[(-\lambda_t' + b_n'\Sigma)\varepsilon_{t+1}]\right)$$

$$(A.21) \quad = \exp\left(\frac{1}{2}Var_t[(-\lambda_t' + b_n'\Sigma)\varepsilon_{t+1}]\right)$$

$$(A.22) \quad = \exp\left(\frac{1}{2}(-\lambda_t' + b_n'\Sigma)Var_t[\varepsilon_{t+1}](-\lambda_t' + b_n'\Sigma)'\right)$$

$$(A.23) \quad = \exp\left(\frac{1}{2}(-\lambda_t' + b_n'\Sigma)(-\lambda_t + \Sigma'b_n)\right)$$

Expandindo os termos do lado direito da equação acima, tem-se:

$$(A.24) \quad = \exp\left(\frac{1}{2}(\lambda_t'\lambda_t - \lambda_t'\Sigma'b_n - b_n'\Sigma\lambda_t + b_n'\Sigma\Sigma'b_n)\right)$$

Rearranjando os termos, tem-se:

$$(A.25) \quad = \exp\left(\frac{1}{2}(\lambda_t'\lambda_t - 2b_n'\Sigma\lambda_t + b_n'\Sigma\Sigma'b_n)\right)$$

$$(A.26) \quad = \exp\left(\frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - b_n'\Sigma\lambda_t + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Voltando (A.26) em (A.19), tem-se:

(A.27)

$$P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - \delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + (b_n'\Phi - \delta_1')X_t + \frac{1}{2}\lambda_t'\lambda_t - b_n'\Sigma\lambda_t + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

$$(A.28) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + (b_n'\Phi - \delta_1')X_t - b_n'\Sigma\lambda_t + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Substituindo a dinâmica do prêmio de risco de mercado expressa na equação (A.3) em (A.28), tem-se:

$$(A.29) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + (b_n'\Phi - \delta_1')X_t - b_n'\Sigma(\lambda_0 + \lambda_1 X_t) + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Expandindo a equação (A.29), tem-se:

$$(A.30) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + b_n'\Phi X_t - \delta_1'X_t - b_n'\Sigma\lambda_0 - b_n'\Sigma\lambda_1 X_t + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Colocando X_t em evidência:

$$(A.31) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + X_t(b_n'\Phi - \delta_1' - b_n'\Sigma\lambda_1) - b_n'\Sigma\lambda_0 + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Colocando b_n' em evidência dentro dos parênteses de X_t , tem-se:

$$(A.32) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\delta_0 + a_n + b_n'\mu_t + X_t[b_n'(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta_1'] - b_n'\Sigma\lambda_0 + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Colocando b_n' em evidência novamente, tem-se:

$$(A.33) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left(-\delta_0 + a_n + b_n'(\mu_t - \Sigma\lambda_0) + X_t[b_n'(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta_1'] + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n\right)$$

Rearranjando os termos:

$$(A.34) \quad P_t^{(n+1)} = \exp\left([a_n + b_n'(\mu_t - \Sigma\lambda_0) + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n - \delta_0] + [b_n'(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta_1']X_t\right)$$

$$(A.35) \quad P_t^{(n+1)} = \exp(a_{n+1} + b_{n+1}'X_t)$$

onde $a_{n+1} = a_n + b_n'(\mu_t - \Sigma\lambda_0) + \frac{1}{2}b_n'\Sigma\Sigma'b_n - \delta_0$ e

$$b_{n+1}' = b_n'(\Phi - \Sigma\lambda_1) - \delta_1'$$

Logo, tem-se que:

$$(A.36) \quad P_t^{(n)} = \exp(a_n + b_n' X_t)$$

Substituindo (A.36) na (A.7), tem-se:

$$(A.37) \quad \exp(-nR_t^{(n)}) = \exp(a_n + b_n' X_t) \Rightarrow -nR_t^{(n)} = a_n + b_n' X_t \Rightarrow R_t^{(n)} = A_n + B_n' X_t$$

onde $A_n = -a_n / n$ e $B_n = -b_n / n$

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)