

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Faculdade de Ciências Econômicas
Programa de Pós-Graduação em Economia

HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS NA ESTRUTURA A TERMO
DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM SOB O
CONTEXTO DE METAS PARA INFLAÇÃO

Aluno
Jaime Joaquim Pedro Fortunato

Porto Alegre 2006

Universidade Federal do Rio Grande do Sul
Faculdade de Ciências Econômicas
Programa de Pós-Graduação em Economia

HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS NA ESTRUTURA A TERMO
DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM SOB O
CONTEXTO DE METAS PARA INFLAÇÃO

Jaime Joaquim Pedro Fortunato

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht

Porto Alegre
2006

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da
UFRGS

F745h

Fortunato, Jaime Joaquim Pedro

Hipótese das expectativas na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil
: uma abordagem sob o contexto de metas para inflação / Jaime Joaquim
Pedro Fortunato. – Porto Alegre, 2006.

81 f.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-
Graduação em Economia, Porto Alegre, 2006.

1. Taxa de juros : Brasil. 2. Inflação : Brasil. 3. Política monetária :
Brasil. 4. Modelo econométrico. I. Hillbrecht, Ronald Otto.
II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências
Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.764
336.781.5

HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS NA ESTRUTURA A TERMO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: UMA ABORDAGEM SOB O CONTEXTO DE METAS PARA INFLAÇÃO

Jaime Joaquim Pedro Fortunato

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht

Aprovado em: Porto Alegre aos 30 de Outubro de 2006.

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht - Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Stefano Florissi
UFRGS

Gilberto Kloeckner
UFRGS

Prof. Dr. Roberto Meurer
UFSC

Aos meus pais com muito amor

AGRADECIMENTOS

Agradecimentos, sinceramente constituem um momento difícil e delicado ao final de uma empreitada como esta, porque para o sucesso do curso e a execução da Dissertação como tal, muitas outras pessoas contribuíram de forma imensurável, direta ou indiretamente, por isso o risco de que alguém seja esquecido está presente. Todos quantos puderam ajudar foram muito importantes, por isso estabelecer um grau de importância, talvez não seja a forma mais ideal, mas mesmo assim é difícil não fazê-lo.

Então, inicialmente fica expressa toda minha gratidão a deus, aquele que sempre esteve do meu lado, me confortando nas horas difíceis, me deu inspiração em momentos difíceis e me ajudando a desvendar caminho. A ti Senhor, o meu eterno muito obrigado.

Aos meus familiares, portanto minha mãe e irmãos, na seqüência, para vocês, o meu eterno agradecimento, por tudo que fizeram por mim para eu que pudesse caminhar até obter esta conquista e por todo carinho; e para ti meu pai, você que é a página rasgada no livro da minha vida, tenho a certeza que lá de cima sofreste tanto quanto eu pelas dificuldades por mim enfrentadas e torceste comigo por cada conquista, muito obrigado.

O agradecimento mais que especial vai para minha esposa Teresa Telita Fortunato, o amor que a vida me deu de presente, por todo carinho, paciência, incentivo compreensão enfim, vários capítulos seriam necessários para dizer o quão especial ela tem sido especial em minha vida. Aos meus amores Oldmir, Zolana e mais recentemente o Jaime Hector, obrigado por tudo eu vos amo.

O meu agradecimento muito especial a Edilean Kleber (doutorando da PPGE) pelo esclarecimento de algumas dúvidas pertinentes, e por suas sugestões sempre muito valiosas. Estes agradecimentos são extensivos a José Anchieta, atualmente na Petrobras, este mais do que um colega e amigo sem dúvidas foi também um professor, coube a ele a “tarefa” de me auxiliar rodar modelos interpretar resultados

e a partilha de momentos vividos em Porto alegre e, caminharmos juntos nesta empreitada, valeu por tudo “mo fio”.

Agradeço a Christiane de Albuquerque ex-colega da PPGE pelo prontidão com que me forneceu todos os dados aqui utilizados, os meus agradecimentos neste caso vão também para o Ângelo Marsiglia, seu esposo, ex-colega da PPGE, ambos atualmente no Banco Central do Brasil.

Ao João Frois e Patrícia Palermo, ambos na monitoria, o primeiro na Economia Matemática e a Patrícia em Microeconomia; obrigado pela vossa paciência e pelo vosso incentivo.

Um bom ambiente é sem duvida de suma importância para o desenvolvimento de qualquer trabalho. Assim quero agradecer aos colegas de sala da PPGE (Nina Yano, Andreza Palma, Lorena Allende, Rafael Cuzinato, Mariana Hauer, Mauricio Nakahodo, Luiz Feleciano, Jose Luiz, Erik, Renato Sugahara, Tanara Sousa, Filipe, Silvia, Danielle, Daniel, Volnei, Everton, Márcia Regina e, novamente o Anchieta e Edilean) e, ao Gustavo que proporcionou o ambiente para estes encontros e sempre partilhando as alegrias (estas em maior quantidade), e tristezas acadêmicas com a turma. Neste ínterim o meu agradecimento também aos professores que muito colaboraram para o meu aprendizado, nomeadamente, Marcelo Portugal, Ronald, Jorge Araújo, Flavio Comim. Ao pessoal da secretária, particularmente a super-eficiente Iara, sempre pronta a resolver todo e qualquer problema em tempo recorde, e por toda ajuda a min prestada em diversas e circunstancias; a Aline por todo suporte computacional, e a Claudia, a Raquel e a Dona Lourdes também ficam expressos os meus agradecimentos.

Um parágrafo especial dedico ao professor e amigo Stéfano Florissi, por todo o convívio, toda simpatia e simplicidade, os meus sinceros agradecimentos.

Ao professor Jorge Paulo Araújo ficam os meus profundos e sinceros agradecimentos por toda compreensão, toda paciência na elucidação sobre a abordagem da Economia matemática.

Quero agradecer também ao colega Mauricio Simiano (doutorando PPGE), pelas nossas idas e vindas entre Porto Alegre e Florianópolis, foram muitos quilômetros de companheirismo e amizade, muito obrigado.

Um agradecimento muito especial vai para o meu “anjo da guarda” em Angola, a Sra. Maria Alfredo “Maninha”, sem o qual teria grandes dificuldades de permanecer no Brasil, obrigado por toda ajuda cedida. Também agradeço a Soraya Figueiredo por ter me cedido, durante algum período, PC usado na elaboração do trabalho.

Ao meu orientador professor Ronald, pela paciência que teve ao longo da elaboração da dissertação – da concepção até o resultado final foram três mudanças de tema! – sempre acreditando e depositando confiança na exequibilidade do meu trabalho, sugerindo alterações e propondo configurações de análise mais funcional.

Por fim quero agradecer especialmente o Governo Brasileiro através do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPQ pelo suporte financeiro concedido para a execução deste trabalho.

A todos que participaram, de alguma forma, desta etapa da minha vida e que aqui não foram citados, minhas desculpas e os meus sinceros agradecimentos. Os meus agradecimentos vão também aos gaúchos e gaúchas de todas a querência pela hospitalidade!

Obrigado Porto Alegre!....

RESUMO

Este trabalho teve como finalidade testar a validade da teoria sobre flutuações na estrutura a termo da taxa de juros – a Hipótese das Expectativas – que estabelece em linhas gerais, que a taxa de juros de longo prazo é formada como uma média das taxas de juros de curto prazo esperadas para o futuro mais um prêmio de risco invariante no tempo; desde a adoção do sistema de Metas para Inflação, com base na estrutura elaborada por Campbell e Shiller (1987, 1991). Apesar de problemas potenciais, este exercício possui relevância na medida em que as análises em sua maioria corroboram com os fundamentos pelo que se conclui de forma favorável a validade do modelo. As Evidências empíricas sugerem que a adoção da estrutura de Metas para Inflação tem apresentado um efeito amortecedor de choques na taxa de juros sobre a estrutura a termo. Com base nos resultados obtidos fica evidente que existe algum grau de antecipação das ações de política monetária pelos participantes de mercado e que, portanto, mudanças na meta para a taxa de juros de curto prazo podem ser previstas e são incorporadas as taxas de juros de mercado, ao menos parcialmente.

Palavras – Chave: Hipótese das Expectativas. Taxas de Juros. Metas de Inflação. Política Monetária.

ABSTRACT

The aim of this study was to test the expectation theory of term structure of interest rate to the Brazilian economy under the model developed by Campbell and Shiller (19987, 1991). The Expectation Hypothesis (EH) of term structure of interest rate define that the long-term rate is determined by market's expectation for the short-term rate plus a constant risk premium. I found that the forecasting decline with the increasing of maturity spectrum but, a causality test granger provide ambiguous results in some test. Under the Inflation Targeting structure the result show that the agents foresee, at least partially, the monetary policy's decisions. In general way the results support EH theory for Brazilian data.

Key words: Expectations Hypothesis. Interest Rate. Inflation Targeting. Monetary politics.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Taxa de Juros Swap Pré-DI	58
Figura 2 - Spread das Taxas de juros Swap Pré-DI	59
Figura 3 - Relação entre as Taxas Swap Pré-DI e a Taxa Selic	73

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Teste de Raiz Unitária	60
Tabela 2- Determinação da Ordem Ótima do VAR	62
Tabela 3- Teste Diagnóstico dos Resíduos do VAR	63
Tabela 4- Teste de Johansen para a Série $R_{t(180)}$	63
Tabela 5- Teste de Cointegração Restrito	64
Tabela 6- Teste de Johansen para a Série $R_{t(360)}$	65
Tabela 7- Teste de Cointegração Restrito	65
Tabela 8- Determinação da Ordem Ótima do VAR	66
Tabela 9- Teste Diagnostico nos Resíduos do Modelo VAR	67
Tabela 10- Teste de Causalidade de Granger	68
Tabela 11- Teste de Wald para Restrição Conjunta	70
Tabela 12- Resposta das Séries a Mudanças na Selic	73
Tabela 13- Teste de Wald para Restrição Conjunta	74

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	17
2.1. Conceito e Evidências Empíricas: análise estrutural.....	17
2.2. Metas para Inflação: fundamentos.....	29
3. HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS: MODELO E MÉTODO ECONÓMETRICO	36
3.1. Modelo de Hipótese das Expectativas.....	36
3.2. Metodologia Econométrica	41
4. ANÁLISE EMPÍRICA.....	56
4.1. Estrutura dos Dados.....	56
4.2. Análise dos Resultados	59
5. CONCLUSÃO.....	77
REFERÊNCIAS	80

1. INTRODUÇÃO

A análise das informações existentes na estrutura a termo da taxa de juros tem sido objeto preferencial de estudos empíricos sobre macroeconomia e finanças, quer pela sua relevância em exercícios de modelagem que envolva expectativas racionais e comportamento do mercado, como pela sua importância na condução da política monetária.

Através da estrutura a termo formam-se expectativas sobre a economia. A forma da estrutura a termo impacta sobre o funcionamento da economia real em relação às decisões de consumo e investimentos, tornando-se um instrumento útil de previsibilidade das taxas futuras de inflação. Por outro lado, o controle direto das taxas de juros de curto prazo reduz a relevância de previsibilidade ou não da função demanda por moeda, na medida em que existe uma íntima ligação entre a taxa de juros de curto prazo estabelecido pelo Banco Central e as taxas de mercado, mais amplas, que afetam o nível do produto, sugerindo a relevância na determinação do nível ótimo da taxa de juros de curto prazo.

Neste contexto, torna-se necessário relacionar a dinâmica da política monetária com os efeitos da taxa de juros de curto prazo, em relação à taxa de juros nominais e sobre a taxa de juro de longo prazo. Na medida em que, a eficiência da política monetária depende, entre outros fatores, do funcionamento do canal de transmissão da política monetária ao longo da estrutura a termo, ou seja, do impacto do movimento da taxa curta sobre a taxa longa.

Entretanto, como as decisões sobre gastos agregados em consumo e investimentos que são alternativas que geralmente estão fortemente associados com taxas de juros de longo prazo, enquanto o custo de oportunidade de reter moeda

tende a ser mais bem explicados pela taxa de juros de curto prazo, então, a taxa de juros ótima em relação à demanda agregada não necessariamente é a mesma em relação à demanda por moeda.

Para a compreensão da relação das taxas de juros para distintos prazos o primeiro passo consiste em examinar os pressupostos da teoria que governa esta relação, ou seja, a Hipótese das Expectativas (HE) também conhecida como Modelo de Valor Presente da Estrutura a Termo da Taxa de Juros, que estabelece, que a taxa de juros de longo prazo é formado como uma média das taxas de juros de curto prazo esperado para o futuro mais um prêmio de risco invariante no tempo.

Deste modo, uma mudança na taxa de juro de curto prazo, que tem por finalidade alcançar a meta operacional estabelecida pela política monetária, somente afeta as decisões de demanda agregada se a taxa de juros de longo prazo for afetada. Isso demonstra que, a inclinação da curva de juros reflete as expectativas do mercado sobre mudanças futuras na taxa de juros, ou seja, um aumento no *spread* entre a taxa longa e a taxa curta refletiria expectativa de futuros aumentos na taxa de curto prazo. De forma análoga, um aumento na taxa longa em relação à curta, no período corrente, provocaria um aumento da taxa curta no período subsequente. Portanto, verifica-se assim que os ciclos econômicos tendem a estar mais ligados as flutuações da taxa de juros de longo prazo. Assim, a estrutura a termo é um instrumento com o qual a política monetária interfere nas flutuações de produto presentes em economias modernas.

Portanto, se por um lado o uso de uma política de taxas de juros orientada reduz a importância da demanda por moeda na transmissão das ações política para a economia real, por outro, esse tipo de política magnifica o papel desempenhado pelo termo da estrutura da taxa de juros de longo prazo, o qual depende a condução da política monetária. Neste contexto, uma boa compreensão da natureza deste

instrumento torna-se essencial para a modelagem de políticas monetárias capazes de atingir seus objetivos, o que sugere estudos contínuos e testes exaustivos.

Dentro desta perspectiva, a literatura empírica internacional testando a validade da Hipótese das Expectativas é bastante ampla, porém chegando a resultados divergentes, em função tanto do mercado ou país analisado, da amplitude da amostra, da frequência dos dados e da técnica econométrica usada.

Estudos realizados por Mankiw e Miron (1986), por exemplo, sob o paradigma de mercados eficientes, testam a Hipótese das Expectativas considerando que os agentes formam suas expectativas de forma racional. Utilizando títulos do tesouro dos EUA de 3 e 6 meses para o período de 1890 a 1979, os autores mostram que a HE só pode ser aceite apenas parcialmente, ou seja, a HE não é válida para todo período da amostra, de modo que, o suporte empírico é válido apenas até 1915, antes da fundação do Banco Central dos Estados Unidos [Federal Reserve (Fed)]. O argumento apresentado para a aceitação parcial da teoria foi de que no período subsequente a criação do Fed, o *spread* entre as taxas de juros passou a ter um poder de previsão menos significativo, dado que, com a consolidação desta instituição, a taxa de juros seria mais bem modelada como um passeio aleatório.

Campbell e Shiller (1991), por sua vez, examinando dados do pós-guerra da estrutura a termo americana encontram um comportamento inconsistente com a teoria da HE para qualquer maturidade entre um mês e 10 anos, os autores concluem que o diferencial de rendimento (*yield spread*) elevado entre as taxas longa e curta prevê um crescimento de longo prazo da taxa curta conforme a HE, porém, uma redução de curto prazo da taxa longa contrária aos fundamentos desta teoria.

Não obstante a existência de uma vasta literatura empírica internacional sobre a Hipótese das Expectativas e sua aderência empírica quando aplicada a séries

históricas de taxas de juros, nos diversos países, a literatura brasileira sobre o assunto é ainda incipiente. Neste contexto, buscando uma justificativa da escassez da literatura sobre o tema, Rossi (1996) em *survey*, afirma que este fato é explicado pela longa experiência inflacionária brasileira que inviabilizou as aplicações financeiras de longo prazo. No entanto, com a adoção do Plano Real, as condições para esta modalidade de investimentos estariam relativamente garantidas e, por conseguinte o campo de estudo sobre o assunto também.

Assim sendo, até aonde se sabe, nesta linha de pesquisa Andrade e Tabak (2001), foram os primeiros a testar a aplicabilidade desta teoria para a economia brasileira. Testam a HE no período de 1995 a 2001. Entretanto, em seus testes os autores refutam a validade da HE para a estrutura a termo brasileira na maioria dos casos por eles estudados.

Em trabalhos recentes realizados por Lima (2002) e Lima e Issler (2003), ambos analisando a Hipótese das Expectativas no contexto do modelo de valor presente (MVP) proposto por Campbell e Shiller (1987, 1991) para testar as implicações com recurso do modelo vetorial auto-regressivo (VAR) envolvendo o *spread* entre a taxa longa e a taxa curta e a primeira diferença da taxa de juros de curto prazo, os autores testam a racionalidade e a previsibilidade na estrutura a termo da taxa de juros no Brasil. Assim, depois de realizados exaustivos testes econométricos os autores concluem que as evidências empíricas são apenas parcialmente favoráveis a Hipótese das Expectativas.

Cabe realçar que literatura empírica internacional mostra que com frequência a HE é apenas aceite parcialmente, essa mesma conclusão é extensiva para estudos feitos sobre o Brasil.

Em vista do acima exposto, esta Dissertação tem por finalidade analisar a previsibilidade do mercado a mudanças na meta da taxa de juros de curto prazo, especificamente testar a Hipótese das Expectativas sob o contexto de metas de inflação, não apenas identificando tais relações, mas tentando inferir se o ambiente macroeconômico as afeta. Este objetivo é decomposto em dois específicos. O primeiro visa analisar a validade do modelo hipótese das Expectativas ou modelo valor presente segundo a metodologia desenvolvida por Campbell e Shiller (1987,1991). O segundo verifica se a estrutura a termo da taxa de juros responde a mudanças nas metas para a taxa de juros e até que ponto isso se verifica para o caso brasileiro. Esta análise segue a mesma linha de Haldane e Read (2000).

A execução dos testes é feita com o recurso do modelo vetorial autoregressivo (VAR) e uma análise de regressão simples pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS). A particularidade deste trabalho reside no fato de que a análise da Hipótese das Expectativas é feita sob o contexto de metas para inflação, deste modo, a análise será feita sob a forma de ensaio com o intuito de verificar a dinâmica da taxa juros Swap Pré-DI sob o contexto referido. A base de dados é formada pelas taxas Swap Pré-DI registradas na bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F) com frequência diária cobrindo o período de Jan/99 a Dez/05.

A Dissertação para além da Introdução, o capítulo dois apresenta a fundamentação teórica. Neste capítulo são dados argumentos subjacentes à teoria da HE são também apresentadas evidências da literatura empírica internacional e doméstica e, de forma sucinta, apresentam-se ainda os argumentos relativo ao sistema de metas para inflação. O capítulo três por sua vez desenvolve o arcabouço algébrico do modelo formal da HE, conforme a versão apresentada por Campbell e Shiller (1987,1991), é também apresenta a abordagem metodológica, portanto, a estrutura econométrica a ser usada no estudo. Segue-se o capítulo quatro em que se

analisa a estrutura e a dinâmica temporal dos dados, a partir dos pressupostos vistos em capítulos anteriores e, por fim no capítulo cinco apresenta-se a conclusão.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A fundamentação teórica segue passos da literatura empírica internacional recente e de trabalhos analisando a Hipótese das Expectativas para a economia brasileira, considerando a abordagem estrutural.

2.1. Conceito e Evidências Empíricas: análise estrutural

A hipótese de ausência de oportunidade arbitragem¹ na economia impõe uma estreita relação entre as taxas curtas e longas da estrutura a termo. Em um mundo neutro ao risco, a estratégia de carregar um título longo até o vencimento precisa oferecer o mesmo retorno que a estratégia de rolar títulos curto no horizonte de vida do título longo. Implicando assim que a taxa longa é uma média das expectativas das taxas curtas futuras até o vencimento do título longo. Por outro lado, em um mundo avesso ao risco, essa relação é ajustada pela presença de um prêmio de risco, uma vez que as duas estratégias correlacionam-se diferentemente com a riqueza do investidor.

Portanto, a estrutura a termo estabelece a relação entre as taxas de juros de curto e de longo prazo. Como as taxas de juros de curto prazo respondem a dinâmica da política monetária e essas taxas afetam as taxas de longo prazo, que são importantes nas decisões de investimentos. Isso significa que a taxa de juros de longo prazo deve refletir a expectativa da taxa de juros de curto prazo e o prêmio pela liquidez, desde que para isso a taxa curta carregue informação relevante sobre a distribuição da taxa curta futura para a formação de tais expectativas dos agentes econômicos, como é na seqüência apresentado.

¹ O modelo de ausência de arbitragem é também conhecido como modelo de equilíbrio geral.

Portanto, a estrutura a termo provê informação relevante para a autoridade econômica e os agentes privados sobre variáveis latentes presentes na estrutura da economia, cujo comportamento pode ser inferido a partir da dinâmica da estrutura a termo. Com base nessa informação adicional extraída da estrutura a termo, os agentes econômicos revêem suas expectativas e reformulam suas estratégias.

Hipótese das Expectativas (HE) apresenta argumentos que dão sustentação teórica à dinâmica da estrutura a termo², estabelece que a inclinação da curva de juros está associada às expectativas sobre as futuras taxas de juros, ou seja, formalmente, a HE estabelece que as taxas de juros à vista de longo prazo (futura) são formadas como uma média das taxas corrente de juros e das taxas esperadas para o futuro mais um prêmio de risco invariante no tempo. Neste sentido, seguindo a formulação apresentada por Longstaff (2000), a Hipótese das Expectativas de forma algébrica é dada por:

$$E_t[R_{t+n} / H_t] = Y_{t(n)} + a_n \quad (1)$$

onde R_{t+n} é a taxa de juros de curto prazo média do período t até $t + n$, H_t é o conjunto de informações do agente econômico no período t , $Y_{t(n)}$ é a taxa de longo prazo em t , ou seja, é a taxa esperada em t para o período n e a_n é um prêmio de

² A estrutura a termo é explicada basicamente por três teorias: a *teoria da preferência pela liquidez* que conforme ressaltado por Campbell (1995), sugere que os títulos de longo prazo devem ter retorno maior que os de curto prazo porque os tomadores de créditos preferem o longo prazo enquanto os fornecedores de crédito preferem o curto, ou seja, sugere ser positiva a inclinação da curva de retorno, portanto, por nesta teoria verifica-se que há riscos associados com investimentos em ativos financeiros e isso ocorre porque existe incerteza sobre o retorno de um título com maturidade superior a um período. A incerteza aumenta sistematicamente com a maturidade do título. A *teoria da expectativa da taxa de juros*, que é dividida em teoria de expectativas puras e a teoria da liquidez, mostra que taxa (*forward*) contratada para o futuro será dada pela expectativa do mercado em relação à taxa *spot* esperada para o futuro. Nesta teoria se a curva de retorno (*yield curve*) tem inclinação positiva, então a taxa *forward* será maior que taxa *spot* futura, isso significa que o mercado espera um aumento na taxa *spot* entre um dado período e o período subsequente. Na *teoria de mercados segmentados* os títulos de curto e longo prazos têm mercados separados cujos preços são determinados pelas condições de oferta e demanda nos respectivos mercados. Um aperto monetário no mercado de longo prazo, por exemplo, resultaria em uma estrutura a termo com inclinação positiva. Portanto, verifica-se assim que ao contrario da teoria de preferência pela liquidez, para as duas teorias seguintes a curva de retorno pode resultar em qualquer inclinação. Todas essas abordagens teóricas procuram tratar do comportamento ou a relação da taxa de juros de curto prazo e a taxa de juros futura ou de longo prazo. Para uma abordagem mais detalhada Cuthbertson e Nitzsche (2005).

risco invariante no tempo, E_t é o operador de expectativa sujeito à informação disponível no instante t . Deste modo, $Y_t + a_n$ é o valor esperado condicional da taxa de juros de curto prazo média em t até $t + n$. Assim, quando o valor a_n é zero a representação da HE é chamada de *Hipótese Pura das Expectativas*³ em decorrência do trabalho seminal de Fisher (1896). Portanto, parafraseando o autor, *um investidor que carrega um título por um longo tempo apropria-se de um rendimento que é uma média das taxas oscilantes daqueles que especularam neste período*. Assim, para os formuladores iniciais da teoria da HE, estava a percepção de que as taxas longas correntes deveriam ser iguais às taxas de juros de curto prazo no futuro. Logo, a curva de juros sinalizaria então as expectativas dos agentes sobre as futuras taxas de juros.

Da fórmula acima (1), pelo critério da arbitragem se apreende a seguinte intuição: suponha que houvesse uma expectativa de que as taxas de curto prazo fossem menores que a taxa longa, em média, ao longo de um dado período. Neste cenário, os “tomadores” de crédito teriam incentivos a não demandarem (tomarem) créditos para prazos longos, pelo contrário, tomariam à taxa curta, refinanciando-se repetidamente até a data do vencimento. Por outro lado se a expectativa fosse a oposta, os credores teriam incentivos a não emprestar a prazos longos, ou seja, não comprariam título de longo prazo e sim uma série de papéis curtos⁴, conforme sustenta a teoria da preferência pela liquidez. Neste contexto, seguindo os pressupostos que dão embasamento a Hipótese das Expectativas, relacionada à teoria de mercados eficientes⁵, quaisquer movimentos nas taxas de juros mais longas deveriam estar associadas ao conjunto de informações sobre a média das taxas de

³ Esta teoria afirma que não existem fatores sistemáticos e, portanto, a taxa de juros futura representa exclusivamente a taxa de juros esperada. Em Romer (1997) e Walsh (1998) se apresenta uma abordagem mais detalhada.

⁴ *Vide* explicação contida na nota 2.

⁵ Por mercados eficientes seguindo a definição de Fama (1970), a eficiência semi-forte dos mercados de ativo ocorre quando os preços revelam toda informação pública disponível ou seja, não há mais espaço para ganhos de arbitragem.

juros no futuro. Deste modo, a curva de juros sinalizaria as expectativas dos agentes sobre as futuras taxas de juros.

Vale ressaltar, adicionalmente, que Hipóteses das Expectativas aponta que mudança na estrutura a termo relaciona-se, portanto, a mudanças nos *retornos em excesso* requeridos dos papéis longos sobre os papéis curtos. Neste contexto, os *retornos em excesso* subiriam por um aumento de risco, manifestado através de aumento de volatilidade no mercado de títulos e, explicado, provavelmente, por uma maior incerteza em relação à política monetária ou até por um aumento na aversão ao risco dos participantes do mercado, provocado, eventualmente por perdas em operações no mercado, alavancagem da carteira, por exemplo, sugerindo que uma decisão de política monetária que não afete as expectativas sobre as taxas de juros esperadas não deveria mover as taxas futuras, porém sob a visão de *retornos em excessos* as taxas futuras poderiam declinar, caso a decisão tenha reduzido a incerteza sobre a política monetária no futuro.

Entretanto, deve-se notar que, a modelagem do mercado de juros possui especificidades singulares que a fazem diferir, substancialmente, da modelagem do mercado de ações, moeda e *commodities*. Por esta razão, muitos pesquisadores compartilham a noção de que este processo é significativamente mais complexo em relação aos seguidos por ações, *commodities* ou taxas de câmbio. A particularidade reside no fato de que as taxas de juros tendem a apresentar *reversão a média*. Este conceito (reversão à média) estabelece que, existe um valor identificado como o *steady state* para a qual a taxa de juros de curto prazo sempre tende a retornar. Argumentos econômicos simples explicam este comportamento: taxas de juros excessivamente altas impactam negativamente sobre o déficit público, o custo do capital, o nível de consumo agregado, o nível de emprego e o nível do produto. Por esta razão, ocorre pressão sobre as taxas de juros sempre que estas atinjam patamares superiores àqueles compatíveis com os *fundamentos econômicos*, ou seja,

com o nível ótimo da taxa de juros. A mesma lógica é válida para o sentido inverso, ou seja, no caso de taxas de juros excessivamente baixas. Entretanto, esta é uma questão em que a literatura não apresenta um argumento consensual⁶.

Verifica-se assim que, quando a taxa de juros longa sobe em relação à taxa curta, as taxas de curto prazo tenderiam a aumentar. Portanto, se o mercado faz, em média, previsões corretas, observa-se à existência de uma correlação positiva entre a variação nas taxas curtas e o *spread* anterior. Trabalhos como os de Fama e Bliss (1987), Campbell e Shiller (1987), Hardouvelis (1994), Gerlach e Smets (1997), Jondeau e Ricart (1999) e Longstaff (2000) exibem resultados empíricos convergentes nesta linha, onde se encontra, assim, evidências que apontam que a inclinação da curva de juros sugere um sinal correto para a trajetória das taxas de curto prazo ao longo do prazo da taxa longa.

Varias especificações foram desenvolvidas na literatura para identificar e explorar a validade da Hipótese das Expectativas para o mercado americano e europeu, sobretudo. Mankiw e Summers (1984), por exemplo, estudam o comportamento de dois conjuntos de títulos do mercado dos EUA, (i) de 6 meses e 20 anos; e (ii) 3 meses e 6 meses para o período de 1963-1983. Em sua análise rejeitam a Hipótese das Expectativas assim como também rejeita a hipótese alternativa de reação exagerada (*overreaction*) da taxa longa à taxa curta corrente. Por sua vez Campbell e Shiller (1987) ampliam seu modelo de valor presente (MVP) e trabalham com as séries em nível, analisando o período de 1959-1978 e, todavia a rejeição a Hipótese das Expectativas para os prazos de 20 anos e um mês, mostram que o diferencial teórico da HE é bastante correlacionado com o diferencial observado. Entretanto, Longstaff (2000) trabalhando com ativos do tipo *REPO-agreement* (operação de venda com compromisso de recompra) como *proxies* para

⁶ Ver Mc callum (1994), Romer (1996) e especialmente Walsh (1998, cap 10).

as taxas livre de risco de curto prazo dos Estados Unidos para vencimentos até 3 meses, encontra evidências validando a HE em seu estudo.

Por outro lado, em estudos realizados Hardouvelis (1994) e Jondeau e Ricart (1999) apresentam evidências empíricas mostrando que a inclinação da estrutura a termo, em vários casos estudados, apresenta sinais ambíguos à validação da Hipótese das Expectativas, situação em que a literatura denomina como enigma ou *puzzle*.

Analisando-se os resultados obtidos por Shiller e Mc Culloch (1990) e Mankiw (1986) verifica-se que o *spread* entre a taxa longa e taxa curta não fornece uma boa previsão das mudanças de curto prazo na taxa longa. Por exemplo, se *spread* entre a taxa de 1 ano e de 3 meses esta alto, pela HE a taxa de 1 ano deveria subir ao longo dos próximos 3 meses. Por sua vez, trabalhando com dados para a economia americana, Campbell e Shiller (1991) encontram evidências de que a taxa de juros de longo prazo não se comporta como prevê a teoria, ao passo que as futuras taxas de juros de curto prazo comportam-se como previsto. Os autores explicam este comportamento afirmando que

[...] a curva da estrutura a termo quase sempre dá a previsão na direção errada para mudanças no curto prazo no retorno sobre títulos de horizontes longos [...], mas dá a previsão na direção exata para mudança em horizontes longos da taxa de curto prazo. (CAMPBELL ; SHILLER, 1991, p.14).

Para Robert Shiller e Mc Culloch (1990), o comportamento deste fenômeno pode ser atribuído à presença de um ruído branco aleatório de curto prazo nas taxas longas, pelo que, esse ruído reverte à média, a taxa longa tende, no primeiro momento, a ser alta em relação à taxa curta pela existência de ruído para, subseqüentemente, cair, conforme a hipótese de reversão à média. Esta explicação sugere que as taxas longas podem reagir em excesso (*overreaction*) às futuras taxa de juros, em detrimento das taxas correntes.

Em estudo recente, feito por Bekaert, Wei e Xing (2002), os autores mostram que o poder de previsão dos *spreads* é pouco robusto para as taxas de curto prazo em horizontes curtos de tempo, mas é significativamente melhor em horizontes mais longos e sustentam, por conseguinte, um argumento o importante:

One possible reason for these findings is that the monetary policy succeeds in keeping short-term interest rate close to random walks and nearly uncaforecastable in the short run, but at longer economic shocks do drive interest rates, and these are more importantly reflected in the long-term interest rates. (BEKAERT; WEI; SHING, 2002, p.22)

Segundo Lima (2002, p.6) citando Hardouvelis (1994), de modo a tornar os pontos acima mais claros, recorre a um exemplo apresentado por este autor (Hardouvelis). Suponhamos que um anúncio do Banco Central aumente as expectativas do mercado sobre as futuras taxas de juros sem, no entanto, alterar a taxa de juros corrente. De acordo com esta explicação, para a falha da HE, os mercados reagiriam em excessos ao anúncio, aumentando suas expectativas sobre as futuras taxas de juros mais do que deveriam. A taxa longa corrente teria então uma *overreaction* (reação exagerada), tornando o *spread* mais alto do que deveria. Ao longo do período seguinte, as taxas longas recuariam corrigindo a reação inicial, gerando assim uma correlação negativa entre a variação na taxa longa e o *spread* e contrariando a Hipótese das Expectativas.

O sucesso parcial da Hipótese das Expectativas da Estrutura a Termo da Taxa de Juros tem se constituído no *calcanhar de Aquiles* dos pesquisadores deste assunto. Recorrendo a mais variada gama de instrumental econométrico, de argumentação teórica, de justificações para frente ou para traz, consoante o ângulo de análise, são encontrados na literatura empírica. Bekaert e Hodrick (2000), por exemplo, indicam que existem três razões para a rejeição da Hipótese das Expectativas. Mostram que, em *primeiro* lugar, a maioria dos testes empíricos

assume que as expectativas são formadas racionalmente, no entanto, nada impede que investidores irracionais cometam erros de previsão sistemáticos, por um lado, e que a habilidade de investidores racionais de lucrar esteja limitada pela aversão ao risco, por outro lado. Para tal pressuposto, Froot (1989) utiliza pesquisas sobre expectativas de taxa de juros para mostrar a relevância dos erros de expectativas sistemáticos em horizontes longos, decorrente da persistência de erros de expectativas. Em *Segundo* lugar salienta que, a presença de um prêmio de risco que não seja invariante no tempo, significa que os testes padrões da Hipótese das Expectativas omitem variáveis que explicam esse prêmio de risco. Por esta razão, Mankiw (1986) sugere que a taxa longa é observada com ruído, enquanto Engle, Lilien e Robins (1987) elaboraram um modelo com risco variável no tempo, para sua explicação. E *terceiro*, os testes em si podem levar a falsas rejeições do modelo, o que é explicado pelas suas fracas propriedades em amostras finitas. Campbell (2000) corrobora com esse último ponto e argumenta que os problemas em pequenas amostras surgem porque os *spreads* são persistentes e suas inovações são correlacionadas com o retorno dos títulos.

Cabe observar que em trabalhos onde se analisam simultaneamente distintos mercados, como em Mankiw (1986), Hardouvelis (1994) e Gerlach e Smets (1997), confirma-se a rejeição da Hipótese das Expectativas para o mercado dos EUA, toda vez em que se evidenciam contraposições destes resultados com os obtidos ao examinar determinados mercados europeus, onde a HE não pode ser estatisticamente rejeitada.

Nesta linha, em pesquisa realizada por Jondeau e Ricart (1999) os resultados obtidos não são unívocos. Trabalhando com taxas de juros em diferentes prazos (1, 3, 6 e 12 meses) e com amplitude de amostra entre 1975-1997 para quatro países. Para França e Inglaterra a HE encontra respaldo empírico, porém a mesma é refutada para os EUA e Alemanha. Em suma, a HE é quase sempre rejeitada para os

EUA e não rejeitada para outros países da Europa, sobretudo do G7⁷. Segundo Lima (2002), nos EUA o *puzzle* é mais evidente, o que se torna um fenômeno particularmente interessante porque os mercados financeiros americanos têm sido os mais líquidos no mundo do pós-guerra. Mais adiante o autor acrescenta que, se os mercados são dominados por *traders* racionais, então seria exatamente nos mercados americanos onde menos deveria haver qualquer sinal de racionalidade limitada ou exagerada (*overreaction*). Se, por outro lado, os mercados são dominados por *noise traders*⁸, o volume mais alto de operações nos EUA implicaria em uma presença mais forte destes *traders*, o que poderia justificar em parte o *puzzle* obtido com os dados dos EUA.

Estudos feitos, com diferentes abordagens e metodologia, testando a previsibilidade da Estrutura a Termo da Taxa de Juros para a economia do Brasil também apresentam evidências que permite apenas a aceitação parcial desta teoria. Cabe, porém, ressaltar que a literatura doméstica sobre o tema é ainda incipiente, assim como é recente a formação da estrutura a termo passível de teste⁹.

Neste contexto, Andrade e Tabak (2001) em estudam a Hipóteses das Expectativas para a estrutura a termo da taxa de juros no Brasil com dados diários e prazo entre dois meses e 12 meses cobrindo o período de 1995-2000, usando duas metodologias baseadas em regressão de uma média ponderada de mudanças nas taxas de juros de curto prazo contra o *spread* e uma constante, concluem que os resultados tendem a corroborar a HE apenas para prazos mais curtos. Posteriormente, incluem na regressão uma variável que seja uma *proxy* do prêmio de risco para a economia brasileira e concluem que o resultado sugere uma forte rejeição da

⁷ Em Anderson *et al* (1996) encontram-se um resumo das evidências empíricas internacional sobre a HE.

⁸ Segundo Schmidt (2001), o exemplo clássico de *noise traders* são os indivíduos que acreditam que possuem informações privilegiadas, mas na verdade só possuem ruídos.

⁹ A longa experiência inflacionária do Brasil inviabilizou substancialmente aplicações de longo prazo e que só com a relativa estabilidade dos preços obtido com o Plano Real, é que se começou a vislumbrar um mercado financeiro com espectro mais variado quanto ao prazo de aplicações.

Hipótese das Expectativas, ao indicarem que o prêmio de risco na curva de juros não seria invariante ao longo do tempo. Em suma, na sua análise os autores encontram evidências desfavoráveis à aceitação da Hipótese das Expectativas para o mercado brasileiro.

Mais recentemente, Lima (2002), com recurso ao modelo do valor presente (MVP) seguindo a metodologia proposta por Campbell e Shiller (1987,1991) testa as implicações da Hipótese das Expectativas em um modelo Vetorial Autoregressivo (VAR) envolvendo o *spread* entre a taxa longa e a taxa curta e a primeira diferença da taxa de juros de curto prazo, ou seja, testa a racionalidade e a previsibilidade da estrutura a termo da taxa de juros, conclui que as evidências empíricas são apenas parcialmente favoráveis a Hipótese das Expectativas com dados brasileiros. Em outro estudo, Lima e Issler (2003) testam a validade HE para dados de frequência mensal e prazos de um mês, 180 dias e 360 dias aplicando a mesma metodologia anteriormente empregue, ou seja, VAR no contexto do modelo de valor presente. Após a realização de exaustivos testes concluem que as evidências também foram apenas parcialmente favoráveis a Hipótese das expectativas. Entretanto uma particularidade nestes trabalhos que merece atenção é o fato de os autores ignorarem o efeito de quebras estruturais ou mudança de regime da política econômica que ocorreram tanto com a adoção do Plano Real quanto com a introdução do regime de metas para a inflação.

Entretanto, Brito, Duarte e Guillen (2003) utilizando a metodologia sugerida pelo Banco Central do Brasil¹⁰ constroem a estrutura a termo para o mercado brasileiro com dados diários para prazos entre um dia a um ano para o período de Jul-1996 a Dez-2001 e, com base em modelo VAR calculam a previsão de expectativas racionais da mudança de longo prazo da taxa de curto prazo, ou seja,

¹⁰ Esta metodologia é dada através da Nota Técnica à Circular 2972 do Banco Central do Brasil, no qual são adotados os prazos (eixo temporal da estrutura a termo) de 21, 42, 63, 126, e 252 dias úteis.

testam a validade HE, para quinze pares de prazos seguindo as abordagens de Campbell e Shiller (1991) e Hardouvelis (1994); por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), estimam o coeficiente angular do diferencial de rendimento (*term spread*) na equação de mudança de curto prazo da taxa de longo prazo e na equação de mudança de curto prazo da taxa de curto prazo, subseqüentemente, ainda por MQO, estimam o coeficiente angular do diferencial de rendimento (*yield spread*) na equação de mudança de longo prazo da taxa de curto prazo. Conclui-se que os coeficientes estimados do diferencial de rendimento na equação de mudança de curto prazo da taxa de longo prazo são bastante imprecisos e incapazes de rejeitarem a Hipótese das Expectativas, mas que os coeficientes do diferencial na equação de mudança de longo prazo da taxa de curto são estimados com mais precisão, porém, não são significativamente diferentes da unidade. Assim, em suma verifica-se que os resultados dos testes rejeitam a hipóteses de coeficiente unitário, todavia reconhecem o poder preditivo do diferencial. Mostra-se que, preliminarmente a hipótese de reação exagerada parece ser uma explicação razoável as divergências em relação à Hipótese das Expectativas.

A existência de anomalias no estudo da estrutura a termo motivou os trabalhos de Bekaert, Hodrick e Marshal (2001) que, com dados para a economia americana investigam se a origem dos desvios observado nos dados podem ser explicada pelo fenômeno conhecido na literatura como *peso problem*¹¹, onde investidores antecipam a possibilidade de uma mudança de regime nas taxas de juros que, no entanto, não se confirma posteriormente. Os autores estruturam essa linha pesquisa estimando um modelo de mudança de regime das taxas de juros de curto prazo em sete países, mas concluem que o modelo não é capaz de explicar totalmente as anomalias na estrutura a termo de juros nos EUA. Para Tzavalie e

¹¹ O *peso problem* teve a sua origem no México e corresponde ao desvio das expectativas racionais formada pelos agentes, mais formalmente estabelece que quando as freqüências *ex-post* de estados dentro de uma amostra diferem substancialmente de suas probabilidades *ex-ante*, de modo que esses desvios venham a distorcer a inferência econométrica.

Wickeus (1997), uma justificativa que explica evidências contrárias a HE relaciona-se a existência de um prêmio de risco que varia ao longo do tempo.

Sob o contexto do sistema de metas para a inflação, Haldane e Read (2000) analisam a resposta da *yield curve* a mudanças ou surpresas na política monetária. Estudando as economias do Reino Unido, Estados Unidos, Alemanha e Itália os autores verificam que a introdução do sistema de metas para inflação no Reino Unido teve um efeito amortecedor de surpresas sobre a curva de retornos no curto prazo e atribui tal fato ao grau de transparência embutido na operacionalização de tal estratégia de política monetária.

Duas abordagens com o mesmo enfoque, mas com diferentes metodologias tentando explicar o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil devem ser realçadas. Estas abordagens se baseiam no desenvolvimento de pesquisas recente contidas na literatura empírica internacional sobre o relacionamento existente entre variáveis macroeconômicas e a *yield curve*, onde se destacam entre outros os trabalhos de Kizicki e Tinsley (2001), Evans e Marshal (2002), Carriero, Favero e Kaminska (2005), etc. Nesta linha de pesquisa a análise é sustentada no fato de que forças macroeconômicas podem gerar principais determinantes da taxa nominal de juros, e pela razão de que ações da política monetária – que são em grande medida gerada por tais forças – têm conseqüências sobre a taxa de juros de curto prazo que são cruciais ao resto da estrutura a termo. Com base nesta abordagem coube a Sekkel e Alves (2005) o propósito de estudar os efeitos da política monetária e outros choques macroeconômicos sobre a dinâmica da estrutura a termo de juros brasileiros usando o modelo near-VAR proposto por Cristiano, Eichenbaum e Evans (1996).

A outra abordagem que vem sendo usado para explicar o comportamento da estrutura a termo na taxa de juros no Brasil é estudada por Silveira (2005) que

emprega em sua análise o Modelo Fatorial Linear com o objetivo de buscar interpretação econômica de fatores de risco latentes (não-observável) que determinam o comportamento estocástico da estrutura a termo no modelo canônico linear, partindo do pressuposto de que não somente choques nos agregados macroeconômicos afetam a estrutura a termo, como também a estrutura a termo carrega informações relevantes para a formação de expectativas dos agentes econômicos. Esta abordagem segue a metodologia desenvolvida por Rudebusch e Wu (2004), entre outros.

De modo a tentar contornar as deficiências e anomalias apresentadas pela Hipótese das Expectativas na estrutura a termo da taxa de juros, sobretudo quando é analisado com o modelo VAR, uma agenda de pesquisa que vem ganhando aderência na academia, emergiu na literatura empírica com nova abordagem: tratam-se de modelos vetorial autoregressivo com mudança de regime, inicialmente proposto por Hamilton (1988) e aperfeiçoados em trabalhos subsequentes. Entretanto, este não será objeto de análise neste estudo.

2.2. Metas para Inflação: fundamentos

Nesta seção, com o intuito de caracterizar a dinâmica do sistema de metas para inflação apresentam-se de forma sucinta alguns dos pressupostos em que repousam os fundamentos desta estratégia de operacionalização da política monetária. No entanto, vale dizer que foge ao escopo deste estudo uma derivação plena e rigorosa da modelagem intrínseca ao sistema *inflation targeting*.

O regime de metas para inflação é caracterizado pelo anúncio oficial por parte da autoridade monetária de uma meta de crescimento para algum índice de preço

escolhido *a priori* para um determinado período¹² e, pelo reconhecimento de que o controle de preços é o principal objetivo da política monetária. Destarte, as metas tornam-se parâmetros para a formação de expectativas dos agentes e a fixação de preços e salários, ou seja, o arranjo monetário atua como âncora nominal – a âncora nominal atua no sentido de reduzir as expectativas inflacionaria dos agentes – tanto para a inflação corrente como para as expectativas de inflação futura, sob metas de inflação, a política monetária esta preocupada com a inflação esperada ao invés da inflação corrente (SVENSSON, 1996). No entanto, o sucesso da política monetária é atribuído à aderência da inflação efetiva as metas previamente fixadas, sugerindo assim, a relevância da reputação da autoridade monetária as metas previamente estabelecidas.

Portanto, o comprometimento da autoridade monetária com a regra pré-estabelecida, é decorrente dos custos que serão incorridos se esta perder credibilidade¹³ – credibilidade quer dizer o quanto o mercado acredita que a meta pode ser alcançada – junto à sociedade, daí a justificativa para que, no equilíbrio, se tenham políticas comprometidas com o combate a inflação. Por esta razão, Barro e Gordon (1983) endossam este argumento mostrando que, as interações repetidas entre a autoridade monetária e os agentes econômicos podem criar forças de reputação que suportem as políticas anunciadas *ex-ante*. Isso ocorre porque, ao tornar claro os objetivos, o alcance e as limitações da política monetária, o Banco Central reduz as incertezas sobre as condições da política monetária, sobre a taxa de juros e sobre a própria inflação, em essência reduz a incerteza da economia. De forma complementar, verifica-se então que, a transparência leva o público a exercer

¹² Argumenta-se que a existência de um canal de comunicação eficiente entre a autoridade monetária e o público, essencialmente mediante a divulgação relatório de inflação, desempenha um papel crucial ao bom funcionamento do regime, na medida em que a partir daí passaria a existir maior transparência na condução da política monetária e por conseqüência forçando o Banco Central no cumprimento da política anunciada.

¹³ Credibilidade, nos dizer de Sicsú (2002) tem o seguinte significado básico: uma regra ou objetivo não será crível se existem, na avaliação dos agentes privados, incentivos ao rompimento da regra ou a possibilidade de não cumprimento do objetivo preestabelecido.

a monitoração das decisões da autoridade monetária, associando cada vez mais responsabilidade pelo cumprimento da meta, na medida em que desvios sistemáticos tende a implicar em perda de credibilidade.

Neste contexto, Barro e Gordon formularam o modelo de reputação que considera que os agentes econômicos penalizam a autoridade monetária, caso esta desvia da conduta anteriormente estabelecida. Formalmente a lógica do modelo estabelece o seguinte: suponha que o Banco Central implementa uma política em (t) , que havia sido definida (anunciada) em $(t-1)$, então, considerando que os agentes privados acreditarão no anúncio da autoridade monetária no período (t) sobre a política a ser posta em prática no período $(t+1)$, assim, os agentes formarão suas expectativas em função do conjunto de informações que eles possuem a respeito da política anunciada. No entanto, caso a autoridade monetária não cumprir o que havia sido divulgado e, por conseguinte, gerar surpresas inflacionárias, em $(t+1)$, o público não mais acreditará no que for anunciado pelo governo e, portanto, gera um equilíbrio menos eficiente por conta de uma taxa de inflação mais elevada em momento subsequente.

Entretanto, vale realçar que para além dos aspectos acima relacionados, adicionalmente o regime de metas para a inflação possui os seguintes elementos: i) o anúncio público de metas quantitativas para a inflação; ii) comprometimento da autoridade monetária em colocar, como objetivo principal da condução da política monetária, o alcance da estabilidade de preços, estando os de mais objetivos subordinados a este; iii) uma estratégia na qual todas variáveis disponíveis e relevantes, e não somente agregados monetários ou taxa de cambio, são utilizados como instrumentos da política monetária; iv) aumento da transparência da estratégia de política monetária por meio da eficiente comunicação do Banco Central com os agentes econômicos a respeito de seus planos, objetivos e decisões; e v) maior

responsabilidade do Banco Central em alcançar as metas estabelecidas (MISHKIN, 2000; SVENSSON 1999b).

2.2.1. Metas para Inflação: Modelo

O Banco Central ao adotar a política de metas para inflação como estratégia operacional da política monetária, procura, via de regra, minimizar a seguinte função de perda social:

$$L_t = \frac{1}{2} \left[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2 \right] \quad (2)$$

em que π_t é a inflação efetiva do período t , π^* é a meta para a inflação, y_t é o hiato do produto, e $\lambda \geq 0$ é o peso relativo dada a estabilização do hiato do produto, ou seja, determina a velocidade com que o reajuste é feito, portanto, quanto mais próximo da unidade for λ mais peso é dado sobre a estabilização do produto e por conseguinte, mais gradual é o reajuste. Assim, caso se tenha $\lambda = 0$, somente a inflação entra na função de perda, ou seja, nenhum peso é colocado sobre a estabilização do produto, o Banco Central se preocupa exclusivamente em manter a inflação mais próximo possível da meta, não levando em consideração flutuações no produto, pelo que esta é conhecida como meta *strict-sensu*. Neste caso a ação do Banco Central seria utilizar a política monetária de modo de modo a tornar a inflação prevista igual à meta de inflação, ou seja:

$$\pi_{t+2/t} = \pi^*$$

Se, por outro lado, caso $\lambda > 0$, a estabilidade sobre o hiato do produto é relevante e então tem-se metas para inflação flexíveis e, quanto maior for este valor, maior o peso que é colocado sobre o lado real da economia. Neste caso, um eventual desvio da inflação de sua meta será corrigido mais lentamente, permitindo que a economia se ajuste de maneira mais gradual (SVENSSON, 1996).

Assumindo, por simplicidade que o Banco Central possui controle perfeito sobre a taxa de inflação e sobre as variáveis que fazem parte da função de perda social, fica perceptível que os valores que minimizam a função de perda social é dada pela seguinte relação:

$$(y_t, \pi_t) = (0, \pi^*).$$

Assim, com controle perfeito, o Banco Central busca uma atuação no sentido de ajustar o instrumento de política monetária para garantir que o hiato do produto seja nulo e que a taxa de inflação seja igual à meta anunciada. Portanto, neste sistema, a taxa de juros doméstica atua como principal canal de transmissão da política monetária para fazer com que a inflação anunciada tenda a convergir com a meta estabelecida pela autoridade monetária.

A função de perda intertemporal é dada por:¹⁴

$$E_t \sum_{r=t}^{\infty} \delta^{r-t} L(\pi_r, y_r). \quad (3)$$

Dois aspectos importantes merecem ser realçados da função de perda acima dada. Primeiro, ela pondera igualmente os desvios das variáveis das respectivas metas. Em outros termos, isto significa dizer que a perda associada a um desvio de um ponto percentual para cima ou para baixo da meta é exatamente a mesma, por isso, tanto uma inflação quanto uma deflação não antecipada gera custos sobre a economia e a função perda capta este efeito. Segundo, não obstante a estabilidade de preços seja definida como prioridade primária da política monetária, a função perda permite que o Banco Central se preocupe com a estabilização do produto e do emprego. Isto equivale a dizer, em termos práticos que, os Bancos Centrais tem posto um peso importante sobre a estabilização do produto, ao menos, em nível que

¹⁴ O modelo também pode ser descrito pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} &= \pi_t + \alpha_{1t} + e_{t+1} \\ y_{t+1} &= \beta y_t - \beta_2(i - \pi_t) + \eta_{t+1} \end{aligned}$$

seja consistente com a capacidade da economia, ou seja, com a taxa natural do desemprego.

Entretanto, o controle sobre essas variáveis não se verifica, na prática, é imperfeito. A imperfeição é decorrente da existência da defasagem e incertezas sobre os mecanismos de transmissão da política monetária, conhecimento imperfeito do estado atual da economia e de choques futuros. Por esta razão, SVENSSON(1999) sugere que a alternativa consiste em definir a meta de inflação de forma que seja equivalente a previsão condicional da inflação, sendo, portanto a forma ótima de implementação do regime. Neste contexto, todas as informações relevantes são ponderadas na condução da política monetária, dado que estas são utilizadas para a construção de previsão acerca da inflação futura.

Neste sistema, o Banco Central tem um único objetivo: manter a variação de preços dentro dos limites fixados, no Brasil pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), para tanto, a autoridade monetária utiliza um único instrumento, a taxa de juros, opção que tem duas justificativas. A primeira considera que a inflação resulta da expectativa de um excesso de demanda e, a segunda entende que a demanda é mais bem controlada pela taxa de juros, pois não há outra maneira de conter a oferta de moeda e crédito em economias como a brasileira.

A particularidade que diferencia o regime de metas de inflação dos demais regimes monetários é que sob essa estratégia de operacionalização da política monetária toda ação do Banco Central é “sempre olhando para frente” (*forward-looking*), ou seja, a autoridade monetária está sempre respondendo hoje a pressões inflacionárias que possam pôr em risco o alcance da meta de inflação no futuro SVENSSON (1996). Sintetizando a análise, com base em pressupostos acima apresentados, verifica-se que os agentes formam suas expectativas de forma racional então, é razoável admitir que o Banco Central também atua de forma racional, ou

seja, a autoridade monetária atua de modo a não surpreender os agentes econômicos, dados que se assim o fizesse, alcançaria um resultado inferior ao obtido com a colocação em prática da política ótima *ex-ante*.

Foge ao escopo dessa dissertação a realização de um teste aprofundado sobre a dinâmica do sistema de metas para inflação e sim testar validade da Hipótese das Expectativas dado que a economia se encontre sob o regime de metas para inflação, onde, com base na Figura 3 do capítulo quatro podemos verificar que a taxa de juros, variável de controle da autoridade monetária, tem sido menos volátil e, por conseguinte, como constata Tabak e Tabata (2004), existe um certo grau, ainda que parcial, de antecipação de ações da política monetária pelos participantes do mercado; ver capítulo 4 seção (4.2.3).

A partir do que foi exposto neste capítulo pode-se concluir que esta teoria esta longe de uma abordagem consensual e requer uma análise *sui generis* em relação ao Brasil a julgar pela peculiaridade da sua economia. Percebe-se na literatura que distantes metodologias de análise têm sido empregue para identificar e explorar a validade desta teoria em várias economias, contudo, chegando a resultados conflitantes em grande maioria dos estudos. A economia brasileira não é exceção. É com base nesta particularidade que os capítulos subseqüentes desenvolvem a estrutura de análise desta teoria.

3. HIPÓTESE DAS EXPECTATIVAS: MODELO E MÉTODO ECONÓMETRICO

A abordagem da hipótese das expectativas está intimamente ligada ao modelo de valor presente, mais especificamente estabelece a relação entre as taxas de curto e de longo prazo, como ficou demonstrado em Shiller (1979). O autor argumenta ainda que diferente de caso de um título com desconto puro (cupom zero), se o título for uma perpetuidade ou tem pagamento de cupom e vencimento em n , então as taxas de juros de um futuro mais próximo deveriam ter peso maior na formação da taxa de longo prazo do que as taxas de juros para um futuro mais distante.

3.1. Modelo de Hipótese das Expectativas

Campbell e Shiller (1987) formalizam o modelo valor presente e mostram que este está entre o mais simples modelos estocásticos dinâmicos da economia. O modelo valor presente geral formalizado por Campbell e Shiller considera duas variáveis, y_t (valores futuros esperados) e Y_t , (a proporção do valor presente dada a taxa de desconto), mostra que Y_t é uma função linear do valor presente descontado dos valores futuros esperados de y_t :

$$Y_t = \theta(1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t y_{t+i} + c \quad (4)$$

onde c é uma constante, ou seja, um prêmio de risco constante no tempo que igualaria o valor presente da taxa de curto prazo com a de longo prazo, θ é o coeficiente de proporcionalidade e δ é o fator de desconto, E_t é o operador de expectativa sujeito à informação disponível no instante t . São parâmetros que podem ser conhecidos *a priori* ou podem ser estimados. Entretanto Campbell e Shiller ressaltam que há alguns problemas para se testar a equação (4). Enumera mostrando (i) a existência de várias formas de testá-las, desde testes de restrições multivariados

a testes de variância, embora não se torne claro como essas diferentes de abordagem se relacionem e, (ii) a rejeição estatística de (4) pode não ter qualquer significado econômico, pelo que é possível que o modelo seja rejeitado ao nível de significância de 5% e ainda assim que a aderência do modelo à realidade seja bastante alta. Por fim, mostra que, (iii) é requerido alguma transformação nas variáveis y_t e Y_t antes que a teoria de processos estocásticos seja aplicada. Portanto, uma abordagem é a remoção da tendência linear determinística mas isto pode enviesar o procedimento do teste contra o modelo (4) se de fato y_t e Y_t são estacionário em primeira diferença. Em relação a (4) ainda, Campbell e Shiller estruturam um teste para a validade da relação do valor presente entre y_t e Y_t quando as variáveis são estacionarias em primeira diferença, I(1). O enfoque do teste consiste em um teste de restrição nos coeficientes do modelo Vetorial Autoregressivo (VAR), no qual o modelo é usado para fazer previsão ótima descontada implícita, (ver 19 a 22).

A operacionalização na estrutura a termo do modelo valor presente é dada na equação abaixo:

$$R_t = (1 - \delta) \sum_{i=8}^{\infty} \delta^i E_t r_{t+i} + c \quad (5)$$

Esta equação (5) estabelece a relação direta com a equação (4), sendo portanto que ambas descrevem o processo de formação da taxa de juros de longo prazo, associado a uma média das taxas de juros de curto prazo, onde a relação para a estrutura a termo fica $Y_t = R_t$, $y_t = r_t$ e $\theta = 1$. Uma particularidade que deve ser notada é que a equação (5) atribui ponderação desigual às taxas de curto prazo esperadas para o futuro.

A equação (5) pode ser visualizada como um caso particular do modelo de Shiller (1979) assim, quando temos n grande o suficiente na equação, esta pode ser aproximada tomando-se seu limite quando tende a infinito ($n \rightarrow \infty$).

$$R_t^{(n)} = \frac{1 - \delta}{1 - \delta^n} \sum_{i=0}^{n-1} \delta^i E_t r_{t+i} + c_n \quad (6)$$

Sendo obtido com base na linearização, ao redor de uma constante $\delta = 1/(1+r)$, onde r é a taxa de desconto, $R_t^{(n)}$ é a taxa longa, indica o valor presente das futuras taxas de juros de curto prazo descontado por r .

Portanto a equação (6) foi formalizada para que a soma dos pesos seja igual a um de modo que as taxas de juros de curto prazo esperadas para o um futuro próximo tenham uma ponderação maior na determinação da taxa longa do que as taxas de curto esperadas mais adiante.

Uma base lógica e intuitiva de (6) é dado considerando um exemplo para $n = 3$:

$$R_t^{(3)} = \frac{1 - \delta}{1 - \delta^3} (E_t r_t + \delta E_t r_{t+1} + \delta^2 E_t r_{t+2}) + c_3 \quad (7)$$

No qual se verifica que as taxas de curto prazo esperadas mais adiante tem peso menor na determinação da taxa longa e que a soma das ponderações é igual a unidade, conforme se podemos observar em (8):

$$\frac{1 - \delta}{1 - \delta^3} (1 + \delta + \delta^2) = 1 \quad (8)$$

adicionalmente cabe destacar que, com base nos problemas encontrados para testar (4), Campbell e Shiller desenvolveram um testes para a validade da relação de valor presente entre y_t e Y_t quando as variáveis são I(1), portanto, estacionarias em primeira diferença. A essência do seu procedimento se resume a um teste de restrição nos coeficientes de um vetor autoregressivo (VAR), onde este modelo é usado para fazer previsão ótima descontada implícita em (4). Trata-se de uma abordagem que possui a vantagem de resumir parte significativa das informações relevantes contida nas variáveis utilizadas para estruturar o modelo VAR, embora

não seja possível observar todo conjunto de informações disponível dos agentes no mercado.

Entretanto como ressaltam Campbell e Shiller (1987) as evidências apontam que as taxas de juros seguem uma trajetória não estacionária, portanto, com raiz unitária. Deste modo, não seria correto usar a equação (5) para testar o modelo de valor presente porque esta equação relaciona duas séries não estacionárias. Assim para que se possa aplicar a teoria usual de series temporais é necessário que estas sejam estacionaria, ou seja, sem raiz unitária.

A aplicabilidade prática subsequente desta abordagem mostra a relação entre séries estacionárias, antes, porém torna-se conveniente iniciar-se definindo o *spread* entre a taxa longa e a taxa curta como¹:

$$S_t = R_t - r_t \quad (9)$$

onde o *spread* entre a taxa de juros de curto e de longo prazo (inclinação da curva de retorno) é agora um previsor da variação na taxa de juros de longo prazo. Assim, se a inclinação da curva de retorno for positiva (negativa), segue que a taxa de retorno de longo prazo deve aumentar (cair).

Na seqüência, subtraindo-se r_t de ambos os lados da equação (5) tem-se:

$$S_t = -r_t + (1 - \delta) \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i E_t r_{t+i} + c \quad (10)$$

Desmembrando os termos da equação acima fica:

$$S_t = E(-r_t + r_t - \delta r_t + \delta r_{t+1} - \delta^2 r_{t+2} - \delta^3 r_{t+3} - \dots) + c \quad (11)$$

Reagrupando e fatorizando os termos fica:

¹ Campbell e Shiller mostram que sob a HE o *spread* entre n-períodos e m-períodos do retorno de títulos ($n > m$) denotado por $S_t^{(n,m)}$ pode ser representado por $S_t^{(n,m)} = E_t \sum_{i=1}^{k-1} (1 - i/k) \Delta^m r_{t+im}^{(m)}$ onde $\Delta^m r_t = r_t - r_{t-m}$ e $k = n/m$.

$$S_t = E[\delta(r_{t+1} - r_t) + \delta^2(r_{t+2} - r_{t+1}) + \delta^3(r_{t+3} - r_{t+2}) + \dots] + c \quad (12)$$

com nestas transformações algébricas a equação (5) fica:

$$S_t = E_t S_t^* + c \quad (13)$$

onde S_t^* é dado por:
$$s_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i \Delta r_{t+i} \quad (14)$$

a equação (13) acima mostra o *spread* como uma constante mais a previsão ótima S_t^* , como uma média ponderada de mudanças futuras em r_t . De outro modo, o *spread* entre a taxa curta e a longa é dada por uma constante (*term premium*) mais média ponderada de mudanças futuras nas taxas de curto prazo.

Entretanto, verifica-se que S_t também pode ser colocada como função das variações em R_t , então mediante manipulações algébricas de (3) fica:

$$R_{t+1} - R_t = E\{(1-\delta)[\delta(r_{t+1} - r_t) + \delta^2(r_{t+2} - r_{t+1}) + \delta^3(r_{t+3} - r_{t+2}) + \dots]\} + c. \quad (15)$$

então se obtém o seguinte resultado:

$$E_t \Delta R_{t+1} = (1-\delta) \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i \Delta r_{t+i} + c \quad (16)$$

e

$$S_t = \frac{\delta}{1-\delta} E_t \Delta R_{t+1} + c \quad (17)$$

Assim equação (17), mostra que o *spread* é linear em relação à previsão ótima da variação em R .

Portanto, as equações (14) e (17) viabilizam a resolução dos problemas encontrados sobre a equação (5) e sua aplicação empírica. Deste modo, se Δr_t é

estacionário, então tem-se que de (13) e (14) que S_t também será. Então em (17) tem-se que da mesma forma ΔR_t também é uma série estacionária. Neste contexto, conforme a argumentação apresentada em Lima (2002), é possível utilizar S_t e Δr_t , ou S_t e ΔR_t , como séries estacionárias que resumem a história bivariada de R_t e r_t para um teste econométrico do modelo de valor presente ou, de forma mais específica testar a Hipótese das Expectativas aplicada a estrutura a termo no Brasil, onde para sua análise o autor optou pela combinação (S_t e Δr_t), sendo assim, o modelo converge com as equações dadas em (13) e (14). Assim, Campbell e Shiller (1987, 1991) para testar os modelos acima recorrem a estimativas baseadas em modelos VAR.

3.2. Metodologia Econométrica

Nesta seção apresentam-se os argumentos econométricos fundamentais que darão o respaldo à análise em curso neste estudo. Para tanto, ao contrario de estudos anteriores² feitos testando a Hipótese das Expectativas na Estrutura a termo da Taxa de Juros no Brasil com base no Modelo Valor Presente, neste, um elemento fundamental a ser ressaltado, inicialmente, é a existência de quebras estruturais ou mudança de regime da política econômica e o(s) efeito(s) que daí advém, o que sugere, inicialmente tecer algumas considerações sobre este comportamento das séries históricas, particularmente da brasileira.

A análise do estudo é feita com o recurso do modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR) estrutural. A escolha da abordagem segue a de Campbell e Shiller (1987). No entanto, o modelo a ser estimado deve necessariamente ser parcimonioso

² Em Lima (2002) testando a Hipótese das Expectativas da Estrutura a Termo da Taxa de Juros com recurso ao Modelo de Valor presente para o período de Janeiro de 1995 à Dezembro de 2001, o autor não leva em consideração esse comportamento das variáveis, posteriormente, em Lima e Issler (2003) novamente é negligenciado esse efeito.

quanto ao número de variáveis, sob pena de perda excessiva de graus de liberdade na estimação dos seus parâmetros e de maior dificuldade na identificação de suas características. Entretanto vale realçar que pelo fato da abordagem econométrica já se encontrar bem desenvolvida na literatura específica, aqui, será apenas feita uma análise sucinta sobre o conteúdo inerente neste estudo.

3.2.1. Abordagem Econométrica – algumas considerações.

Quando uma série temporal esta sujeita a quebras estruturais, os parâmetros do modelo tornam-se variantes no tempo. Esta é uma característica muito das séries econômicas, em especial as brasileiras, bastante sujeita a choques. Desta maneira a formulação de modelo que não considere a existência de instabilidade nos parâmetros estará produzindo resultados inconsistentes com os dados e então violando-se as hipóteses de estacionaridade e de normalidade.

A constatação deste tipo de anomalia foi verificada em pesquisas realizadas por Nelson e Plosser (1982). Os autores verificaram a existência deste tipo anomalia utilizando técnicas estatísticas desenvolvidas por Dickey e Fuller (1979). Mostram que choques correntes provocam um efeito permanente sobre o nível de longo prazo de muitas variáveis financeiras e macroeconômicas. Isto é, quando se aplicam testes ADF (testes de raiz unitária) para séries com quebras estruturais chega-se à conclusão de que a maioria das séries econômicas são não-estacionárias. Os autores mostram que séries temporais sujeitas a quebras estruturais podem assemelhar-se com uma série não estacionária (falsa rejeição da hipótese nula de raiz unitária), caso a quebra não seja levado em consideração. Destarte, Perron, em pesquisas publicados em 1989 e 1990, assume que há uma quebra estrutural única que é incorporada no modelo de regressão (através da variável *dummy*) e aplica-se o teste

de raiz unitária similar ao teste ADF. No modelo desenvolvido por Perron a quebra é determinada exógenamente.

A essência do teste de raiz unitária aplicado por Perron consiste em testar a presença de raiz unitária em variáveis com tendência. Usa-se a hipótese nula de presença de raiz unitária. Com o teste, o autor procura solucionar o problema de se ter uma série estacionária em torno de uma tendência que tenha sofrido um choque ou uma quebra e que, por consequência, levam os testes de raiz unitária a não rejeitar a hipótese nula, quando deveria rejeita-la.

A julgar pela instabilidade a quem tem estado a economia brasileira e, por conseguinte, as variáveis macroeconômicas fundamentais, negligenciar estas anomalias em séries temporais tende a comprometer o nível de significância estatística dos resultados obtidos. Não obstante este fato, em trabalhos anteriores testando a HE esta particularidade não foi posto em evidência; vide nota 2 deste capítulo.

Respeitando os pressupostos da análise Nelson e Plosser (1982), Tabak e Tabata (2004) trabalhando com taxas de juros Swap Pré-DI com maturidades de 1, 2, 3, 6 e 12 meses, para o período de Jul/96 à Dez/03, analisa dentro desta perspectiva o efeito “surpresas na política monetária e a estrutura a termo da taxa de juros brasileira” utilizando um arcabouço econométrico onde a mudança regime ocorrido com a introdução do regime de metas para inflação e taxa de câmbio flutuante em 1999, é posto em consideração. Para contornar essa anomalia, o autor usa uma variável *dummy*, com valor igual a zero para período anterior a janeiro de 1999 e um valor igual a um para período posterior. Nos testes realizados o autor encontra resultados mostrando que a variável *dummy* é estatisticamente significativa ao nível de 1% para todas as séries analisadas. Nesse sentido, este resultado reforça a convicção da necessidade de evidenciar esta anomalia. Então, foi partindo destes

pressupostos com o intuito de evitar tais anomalias que este trabalho definiu o seu período de análise. A frequência dos dados foi definida respeitando o fato de que as propriedades como consistência e convergência em distribuição dos coeficientes, da estatística t e dos critérios de análise como Hannan-Quinn, Akaike ou Schwarz, só se tornam eficientes de forma assintótica, isto é, com grande números de observações, ou seja, para grandes amostras.

3.2.2. Proposições Testáveis

Feitas às considerações iniciais sobre aspectos idiossincráticos inerentes a dinâmica das séries temporais, na seqüência, apresenta-se à modelagem econométrica utilizado para este estudo, que segue a abordagem sugerida por Campbell e Shiller (1987, 1991) baseadas em estimativas de modelos Vetoriais Auto-Regressivos (VAR). Vale realçar que a vantagem desta abordagem é que, embora não seja possível observar todo o conjunto de informações disponível aos agentes no mercado, no entanto, esta técnica permite resumir de forma substancial, informações relevantes contida nas variáveis utilizadas na construção do modelo.

3.2.2.1. Estacionaridade

Para que se aplica a metodologia de séries temporais, é necessário que as séries utilizadas sejam estacionárias, $I(0)$, livres de raiz unitária, do contrário, gera-se uma regressão espúria, caracterizada por um R^2 elevado e estatísticas- t significativas, mas desprovida de sentido econômico.

Contudo, é possível que haja uma combinação que relacione dois processos não estacionários com raiz unitária, da mesma ordem, $I(d)$, portanto, integrados,

então, neste caso as séries seriam cointegradas. Sendo assim, o primeiro passo antes de se iniciar um teste econométrico é verificar as propriedades estocásticas das séries, isto é, fazer um teste de estacionariedade, para a presença de raízes unitárias.

Em sua essência o teste de raiz unitária significa testar se o coeficiente a_1 na equação (18), abaixo é igual a um.

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

no entanto, ao se testar $a_1 = 1$ na equação (18) equivale a testar se $\gamma = 0$ na equação (19):

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \gamma = a_1 - 1 \quad (19)$$

Este é, portanto, a essência do princípio que governa o teste desenvolvido por Dickey e Fuller (1979). No teste, podem-se assumir três diferentes formas para a equação (19), conforme se segue abaixo:

Passeio aleatório puro: $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$

Passeio aleatório com *drift*: $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$

Passeio aleatório com *drift* e tendência linear: $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (22)$

Os autores calcularam os valores críticos para os testes, e encontraram resultados mostrando que o valor t varia de acordo com a forma da equação testada e com o tamanho da amostra. Além disso, se processos autoregressivos forem incluídos nas equações (20) a (22) acima, os valores críticos se alteram. As estatísticas τ , τ_μ e τ_τ , representados por Dickey e Fuller (1981), correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável y_{t-1} das equações (20) a (22). Estas estatísticas são especificadas para um modelo sem constante e sem tendência (τ), para um modelo que inclui apenas constante (τ_μ) e para um modelo que inclui uma constante e uma tendência (τ_τ), como acima dadas.

Em Dickey e Fuller (1981) os autores formularam também a estatística F para testar a significância conjunta dos coeficientes, no teste conhecido como ADF (Augmentad Dickey & Fuller). Portanto, com base nestes testes determina-se a ordem de integração das variáveis. Então partindo da formulação elaborada, as equações (20) a (22) assumem as seguintes estrutura:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-1+i} \varepsilon_t \quad (24)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \Delta y_{t-1+i} + \varepsilon_t \quad (25)$$

Com base nas equações acima dadas, os autores calcularam os valores críticos para o teste F para testar a hipótese conjunta sobre os coeficientes. Definiram três tipos de estatísticas: ϕ_1 testa se $\gamma = a_0 = 0$; ϕ_2 testa se $\gamma = a_0 = a_2 = 0$; finalmente, ϕ_3 testa se $\gamma = a_2 = 0$.

Vale ressaltar que os testes desenvolvidos por Dickey e Fuller pressupõem que os erros sejam independentes e de variância constante. Deste modo, é necessário conhecer o processo gerador de dados antes de aplicar os testes, no entanto, constatou-se que esta análise resulta em quatro anomalias; para mais detalhes ver Enders (1995, cap.4). Os valores críticos para os testes de raiz unitária individual são dados em Mac Kinnon (1991).

Convém notar que os testes de raízes unitárias têm baixo poder, ou seja, apresentam uma baixa probabilidade de rejeitar a hipótese nula falsa, tendo dificuldades entre diferenciar um processo com raízes unitárias e um processo de

raízes quase-unitárias, ou entre um processo com intercepto e estacionaridade em torno de uma tendência. No entanto, vale recordar que nem sempre a análise gráfica permite identificar a presença do intercepto ou tendência na série e, por outro lado, a adição de parâmetros desnecessários reduz os graus de liberdades, reduzindo por consequência, ainda mais o poder do teste. Assim, é possível que se aceite a presença de raiz unitária quando, de fato, elas não existem. Além de mais, os valores críticos variam dependendo se o intercepto e/ou a tendência são adicionadas ao modelo. Entretanto, omitir parâmetros relevantes também gera resultados viesados (ENDERS, 1995).

3.2.2.2. Análise de cointegração

Um ponto fundamental desta teoria reside no fato de que trabalhar com as séries em nível, embora permita captar as relações de longo prazo entre as variáveis, produz muito provavelmente uma regressão espúria. Por outro, a regressão utilizando a primeira diferença, com variáveis integradas de primeira ordem, $I(1)$, uma vez que as séries temporais são estacionárias em primeira diferença, $I(0)$, apesar de eliminar a possibilidade de regressão espúria, provoca perda de relação de longo prazo. Divergência à parte, o modelo é amplamente usado pela literatura. Cabe, desta forma, inicialmente dizer que o conceito de cointegração estabelece a ligação entre processos integrados e o conceito de equilíbrio de estado estacionário, ou de longo prazo. Assim a utilização do teste de cointegração, tem como objetivo detectar se há relação de longo prazo entre as variáveis, para tal, utiliza-se o teste de cointegração de Johansen (1988,1991).

A teoria de cointegração estabelece que se uma série for diferenciada d vezes antes de tornar-se estacionária, então ela contém d raízes unitárias e é integrada de ordem d , denotando-se $I(d)$. Se duas séries temporais y_t e x_t , ambas $I(d)$, em geral a combinação linear destas duas séries, também será $I(d)$. Neste caso os resíduos

obtidos da regressão de y_t contra x_t serão $I(d)$. Se entretanto, existir um vetor β , tal que o termo erro da regressão, $(u_t = y_t - \beta x_t)$ é de menor ordem de integração, $I(d-b)$, onde $b > 0$, então Engle e Granger (1987), define y_t e x_t como cointegrados de ordem (d,b) . Deste modo, se y_t e x_t são ambas $I(1)$ e $u_t \sim I(0)$, as duas séries serão cointegradas de ordem um, denotado por $CI(1,1)$ e, sendo β o parâmetro de cointegração e $(1,-\beta)$ o vetor de cointegração. Tem-se assim desta formulação que a ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear anulando as tendências estocásticas das variáveis (raiz unitária), quer dizer, as séries movem-se (estocásticamente) juntas na direção do equilíbrio de longo prazo. Tal como Campbell e Shiller (1987, 1991) e Cuthbertson e Nitzsche (2005) mostra-se que a taxa de longo prazo R_t e taxa de curto prazo r_t são freqüentemente $I(1)$, portanto não-estacionários em nível, então, ΔR_t e Δr_t são $I(0)$, ou seja, as variáveis tornam-se estacionárias em primeira diferença e, por conseqüência $S_t = R_t - r_t$ deve ser $I(0)$, como veremos mais adiante.

Em outros termos, a análise acima reproduz a definição de cointegração de Engle e Granger (1987, p. 253) que mais formalmente estabelece o seguinte:

The component of vector x_t are said to be co-integrated of order d, b , denoted $x_t = CI(d, b)$ if (i) all components of x_t are $I(d)$; (ii) there exists a vector $a (\neq 0)$ so that $z_t = a' x_t \sim I(d-b), b > 0$. The vector a is so called co-integrating vector.

A vista do exposto, a complementaridade consubstancia-se na aplicação do teste de Johansen (1988,1991). A metodologia de Johansen prevê dois testes para estabelecer a significância dos vetores estimados. Os dois testes são do tipo de restrição sobre a função verossimilhança e se baseiam nos valores estimados dos

autovalores associados a uma dada matriz³ Π . As estatísticas de referência são retiradas de simulações empíricas.

O primeiro é a estatística do traço. A hipótese nula para este teste é que existem, no máximo, r vetores de cointegração. Sejam λ_i os autovetores associado a referida matriz, ordenados de forma decrescente, essa hipótese pode ser representada da seguinte forma: $H_0 = \lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$, a estatística do teste resulta então da razão entre valores máximos das funções de máxima verossimilhança irrestrita e com restrição imposta pela hipótese nula. Na prática, inicialmente é testada a hipótese nula de que todos os autovalores são estatisticamente iguais a zero. Se essa hipótese é rejeitada, é testado se $r \leq 1$ ou seja, se $\lambda \neq 0$, o posto da matriz Π é igual a um e possui um vetor de cointegração. Essas hipóteses são feitas sucessivamente até que se consiga rejeitar a hipótese nula.

O segundo teste é o da estatística do Máximo autovalor. A hipótese nula para este teste é que existem r vetores de cointegração, portanto, $\lambda_{r+i} = 0$, $i = 1, 2, \dots, N - r$. Analogamente a estatística traço, são feitos testes sucessivos enquanto puder até ser rejeitada a hipótese nula feita. As estatísticas dos dois testes são, respectivamente:

O primeiro é a estatística traço representado por:

³ No procedimento de Johansen o ponto de partida é o teorema de representação de Granger. Este teorema diz que todo vetor X_t de variáveis cointegradas de ordem (1,1) pode ser representada sob a forma de um modelo de correção de erros, VEC. Então seja, X_t um vetor coluna de N variáveis aleatórias, $I(1)$ cointegradas, $x_t \sim CI(1,1)$, pode-se representar X_t por: $\Delta X_t = \alpha Z_{t-1} + \sum A_i \Delta X_{t-i} + \mu_t$ (a) onde $Z_{t-1} = \beta' X_{t-1} \sim I(0)$, A_i é a matriz $N \times N$ e μ_t é estacionário. Portanto a partir do VAR (K) $X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t$ (b) se pode derivar o respectivo VEC: $\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$, onde $\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I$ então tem-se que (a) e (b) são iguais se a matriz $\Pi = \alpha \beta'$ tiver posto reduzido. Como por hipótese, todas as variáveis X_t são $I(0)$, tem-se que os termos em primeira diferença são $I(0)$, o componente ε_t é também por Hipótese $I(0)$, logo, para que exista cointegração, o termo ΠX_{t-1} deverá ser $I(0)$, o que implica a matriz $\Pi = \alpha \beta'$ ter posto entre zero e N , exclusive.

$$\lambda(r)_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Onde os $\hat{\lambda}_i$ são as raízes características de $\pi(\lambda_i)$.

Em suma, o teste parte da hipótese nula de que existem, no máximo, r vetores de cointegração, enquanto a hipótese alternativa é que existem mais de r vetores de cointegração.

O segundo teste de significância estatística é a estatística do Máximo autovalor, denotado por:

$$\lambda(r, r+1)_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Onde o T é o número de observações e $\hat{\lambda}$ representa valores estimados.

Para o teste do *Maximo Eigenvalue*, a H_0 assume r vetores de cointegração, enquanto H_1 assume $r+1$.

Em síntese, o teste de cointegração Engle-Granger determina se os resíduos da relação de cointegração são estacionários, ao passo que o teste de Johansen determina o rank de π , que corresponde ao número de cointegrações no modelo estimado.

3.2.2.3. Estrutura do Modelo

Na seqüência apresenta-se a modelagem proposta por Campbell e Shiller (1987), para tal são utilizadas as variáveis acima dadas $S_t = R_t - r_t$ e Δr_t , ou seja, o *spread* entra a taxa de juros de longo e curto prazo e a variação da taxa de juros, variáveis estacionárias que resumem a dinâmica das séries R_t e r_t . A representação do modelo VAR para as referidas séries é dada por:

$$\begin{bmatrix} \Delta r_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta r_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}, \quad (26)$$

onde os polinômios $a(L), b(L), c(L), d(L)$ são todos de ordem p no operador defasagem L . Assim, este modelo pode ser usado para a realização de previsões em múltiplos períodos de Δr_t e, além de que a inclusão da série S_t no modelo pode ser vista como a previsão ótima do valor presente dos futuros de Δr_t ou seja, Δr_{t+i} . Mais formalmente o modelo VAR(p), portanto, um VAR de ordem qualquer, pode ser representada na forma VAR(1), então fica:

$$\begin{bmatrix} \Delta r_t \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta r_{t-p+1} \\ S_t \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & \dots & a_p & b_1 & \dots & b_p \\ 1 & & & & & \\ & \cdot & & & 0 & \\ & & 1 & & & \\ c_1 & \dots & c_p & d_1 & \dots & d_p \\ & & & 1 & & \\ & 0 & & & \cdot & \\ & & & & & 1 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta r_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \Delta r_{t-p} \\ S_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ S_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \cdot \\ 0 \end{bmatrix} \quad (27)$$

ou de forma compactada:

$$z_t = Az_{t-1} + \varepsilon_t,$$

onde A é a matriz dos coeficientes do modelo VAR e ε_t é o vetor de choques.

A partir desta formulação torna-se possível à realização de previsão para quaisquer i período à frente, então:

$$E[(z_{t+i}/H_t)] = A^i z_t \quad (28)$$

onde H_t é o conjunto de informações contendo valores correntes e defasados de z_t , ou seja, valores correntes defasados de Δr_t e S_t .

Da formulação acima dada surgem duas implicações de relação de causalidades. A primeira implicação (mais fraca) do modelo é que S_t causa, no sentido de Granger Δr_t , ou seja, S_t ajuda a prever Δr_t . A dedução intuitiva por trás deste resultado diz que S_t é a previsão ótima para uma soma ponderada dos valores futuros de Δr_t , condicionadas ao conjunto de informações do agente. Portanto, em outros termos, vale a dizer que a série S_t incorpora toda a informação do mercado sobre o vetor de variáveis z_t .

Na segunda implicação do modelo verifica-se que este impõe um conjunto de restrições ao sistema (27). Destarte, para derivar tais restrições toma-se a esperança da equação dada em (14) condicionada ao conjunto de informações de H_t . Assim, o membro esquerdo da equação não é afetado na medida em que S_t pertence ao conjunto H_t , ao passo que o lado direito da equação torna-se um valor esperado descontado condicionado a H_t . Formalmente temos:

$$S_t = E \left[\sum_{i=1}^{\infty} \delta^i [\Delta r_{t+i}] / H_t \right] \equiv S_t^* \quad (29)$$

Assim, a equação (29) estabelece que S_t deve ser igual a previsão ótima irrestrita das variações futuras de Δr_{t+1} , denotado por S_t^* .

Subseqüentemente a estimação torna-se necessário à realização de destes adicionais para garantir a robustez dos resultados alcançados, e, por conseguinte, a validação do modelo. Neste contexto, torna-se fundamental determinar a

estabilidade dos erros, então se implementa o teste de White de correção de heterocedasticidade. Para esse fim parti-se da fórmula usual da matriz de variância-covariância dos estimadores dos coeficientes do VAR qualquer dada por:

$$\Gamma = \sum (X'X)^{-1} \quad (30)$$

Portanto, na presença de heterocedasticidade, este estimador não é consistente e, de acordo com White (1980), podemos usar o estimador robusto à heterocedasticidade dado por:

$$\hat{\Gamma} = (X'X)^{-1} X'\hat{V}X(X'X)^{-1} \quad (31)$$

onde \hat{V} é definida como uma matriz diagonal com resíduos quadrados em sua diagonal.

Para a construção do teste de Wald a partir de um conjunto de J restrições lineares inicialmente determina-se a hipótese nula da forma em (32):

$$H_0 : RB = q . \quad (32)$$

Onde cada linha de R é uma restrição linear única sobre o vetor de coeficientes B , onde R é uma matriz do tipo $J \times N$, J é o número de restrições lineares e N é o número de coeficientes estimados, B é a matriz $N \times 1$ e q é uma matriz $J \times 1$. Pelo que se pode então definir um vetor m , onde $m = RB - q$, de modo tal que a essência do teste de Wald é medir se o desvio de m em relação a um vetor de zeros é atribuído a erros amostrais ou se é estatisticamente significativa. Dessa forma, pode-se definir o teste hipótese em Wald da seguinte forma:

$$W = m'\{Var[m]\}^{-1}m \quad (33)$$

Observa-se que a estatística de W é dada por uma distribuição assintótica qui-quadrado (χ^2) com J graus de liberdades onde $J =$ ao numero de restrições. Assim,

quanto maior for o m maior a falha dos estimadores em satisfazer as restrições e, então, maior será a estatística calculada qui-quadrado, o que levaria a rejeição da hipótese de que as restrições lineares são válidas, ou seja, se W é menor que o valor crítico de χ_C^2 , então não rejeita-se a hipótese nula de $m = 0$. Da implementação do teste de White resulta uma nova matriz de covariância dos coeficientes definida por VB , temos:

$$Var = [m] = R[VB]R'. \quad (34)$$

Pelo que então a estatística de Wald usada para testar formalmente a validade do modelo é dada por:

$$W = [RB - q]' \{ [R(VB)R'] \}^{-1} [RB - q] \quad (35)$$

onde R , V e q são definidas como em (32).

Assim, verifica-se que os testes acima testam (salve o pleonasma) as restrições nos coeficientes de VAR, como forma de avaliar se os valores estimados são estatisticamente significantes.

Este capítulo desenvolveu o arcabouço algébrico subjacente à aplicabilidade dos testes inerente ao estudo da Hipótese das Expectativas da Estrutura a Termo da Taxa de Juros, no Brasil. Algumas conclusões podem ser traçadas a luz do que foi exposto. A primeira delas é que o modelo desenvolvido por Campbell e Shiller (1987, 1991) possui um forte apelo intuitivo e íntima ligação com a dinâmica das taxas de juros do mercado. Uma segunda conclusão relevante revela que a adequação do modelo aos dados só é válida desde que respeitados pressupostos econométricos fundamentais inerentes a séries temporais, do contrário, produz-se muito provavelmente resultados espúrios.

Entretanto, como ressaltaram os autores ao formularem a modelagem, a rejeição estatística dos resultados com base nestes modelos, não necessariamente implica na incoerência estatística dos resultados, pelo que é possível que o modelo seja rejeitado estatisticamente e ainda assim a aderência à realidade seja bastante alta. Neste ínterim Bekaert Hodrick e Marshal (1997) complementam justificando que é possível no decurso dos testes produzirem-se resultados que sejam indevidamente favoráveis a Hipótese das Expectativas quando na verdade quando na verdade é, enquanto, Thornton (2005), por sua vez acena para o caminho inverso, ou seja, que os testes podem produzir resultados que são favoráveis a HE quando, no entanto são falsos, ou seja, a HE deveria ser rejeitada. Neste contexto, dando seqüência a abordagem aqui desenvolvida e com a argumentação dada no capítulo 3, no capítulo que se segue realizam-se os testes referentes à Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo da Taxa de Juros no Brasil.

4. ANÁLISE EMPÍRICA

Este capítulo trata das estimativas formais com base em argumentos e formulação apresentado nos capítulos 2 e 3. Inicialmente é feita uma descrição analítica da base de dados e do comportamento das séries ao longo do tempo para então na seqüência, entrar-se nos testes formais propriamente ditos com recurso aos modelos apresentados e seguindo os pressupostos teóricos.

4.1. Estrutura dos Dados

Para o tratamento analítico dos testes serão usadas as taxas de juros Swap Pré-DI. A Swap é um tipo de contrato de derivativo por meio do qual as partes trocam fluxo financeiro sem trocar o principal, o que só ocorre no final da operação e, caso a taxa verificada no período for diferente daquela pactuada na contratação. É basicamente, uma operação financeira no qual são trocadas as naturezas das taxas de juros incidentes sobre determinados empréstimos por meio de um acordo (contrato) por um determinado período. Ou seja, permite o pagamento de uma taxa fixa de juros, em lugar de uma taxa flutuante, ou vice-versa, permitindo proteção (*Hedge*) contra os riscos de uma variação acentuada das taxas. A taxa usada na operação de Swap é a taxa CDI *Overnight* (de depósito bancário) que segue a taxa média no mercado para reservas *overnight* do Banco Central¹.

Em operações com Swap não ocorre a troca do principal. O principal serve apenas de base para o cálculo dos pagamentos que serão intercambiados em uma data futura preestabelecida no contrato. Portanto, o risco de crédito de cada uma das partes é limitada aos pagamentos que irão receber seus parceiros no contrato de Swap. Nestes contratos a dívida em si não troca de lugar, mas só o custo total dos

¹ Em Fortuna (2005), Silva Neto (2002) e Spinola (1998) encontra-se uma discussão ampla e mais aprofundada sobre assunto com detalhes sobre a operacionalização deste derivativo.

juros a serem pagos, (SPINOLA, 1998). O uso da taxa de juros pré-fixada invés da pós-fixada decorre da proteção (*hedge*) contra movimentos adversos nas taxas esperadas.

Usando a metodologia descrita no capítulo anterior, o modelo estrutural da Hipótese das Expectativas da Estrutura a Termo da Taxa de Juros é estimado com dados diários para a economia brasileira de Janeiro de 1999 à Dezembro de 2005. Não obstante curto, esse período amostral foi escolhido para evitar quebras estruturais causados pela flexibilização da taxa de câmbio e pela introdução do regime de metas para inflação. Os dados consistem de séries de taxas de juros Swap Pré-DI, registrados na BM&F, com maturidade de 1, 6 e 12 meses. Os dados foram coletados do provedor de informações *Bloomberg* junto ao Banco Central do Brasil. As taxas mais longas, de 24 e 36 meses possuem problemas de liquidez² e por esta razão não são utilizadas. Como *proxy* da taxa de curto é usada a taxa de juros de contratos de swap Pré-DI de 1 mês, por sua vez para taxa de longo prazo trabalha-se com duas séries: a taxa swap Pré-DI de 6 meses e a taxa swap Pré-DI de 12 meses. As séries *spread* são construídas a partir da subtração das taxas nos dois períodos.

Nas Figuras 1 e 2 apresentam-se, respectivamente, a evolução das séries taxa de juros Swap pré-DI e os *Spread's* entre as respectivas taxas. Uma investigação preliminar à realização dos testes estatísticos ou estimação se torna interessante. Observa-se que os gráficos apresentam um comportamento relativamente suavizado significando, em outros termos que, com a adoção do regime de Metas para a Inflação as taxas de juros passaram a ser menos voláteis (em relação aos primeiros cinco anos da vigência do Plano Real), e, mesmo em cenários adversos como foi com a crise Argentina no segundo semestre de 2001 e o *stress* do mercado em 2002

² Um paralelo desta relação é dada Campbell (1995) que encontra evidências mostrando, com dados para os EUA, que o excesso de retorno cresce para títulos até um ano, decrescendo daí em diante até tornar-se negativo para títulos de 10 anos. Isso apesar de o *spread* entre os retornos de curto e longo prazo terem aumentado no período e terem também aumentado as taxas de retornos de longo prazo.

decorrente da sucessão presidencial, o mercado contornou este efeito de forma relativamente mais branda.

Entretanto no que diz respeito ao comportamento das referidas séries há indícios de que as séries taxas de juros possuem raiz unitária, sendo, portanto não estacionárias. Por outro lado, as séries *Spread's* apresentam, ao que parece, um comportamento estacionário em torno da média zero. Testes formais são realizados na seqüência para a verificação destas suposições.

Posta a descrição, o passo subsequente, a ser apresentado na próxima seção, consiste na realização de testes apropriados para refutar ou corroborar a análise gráfica feita.

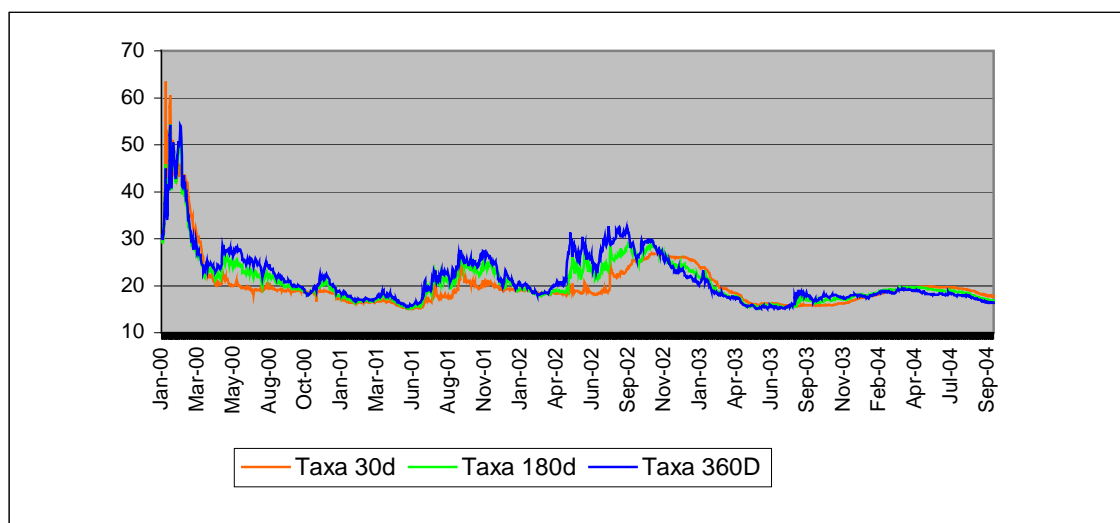


Figura 1 - Taxa de Juros Swap Pré-DI

Fonte: Elaborada pelo autor

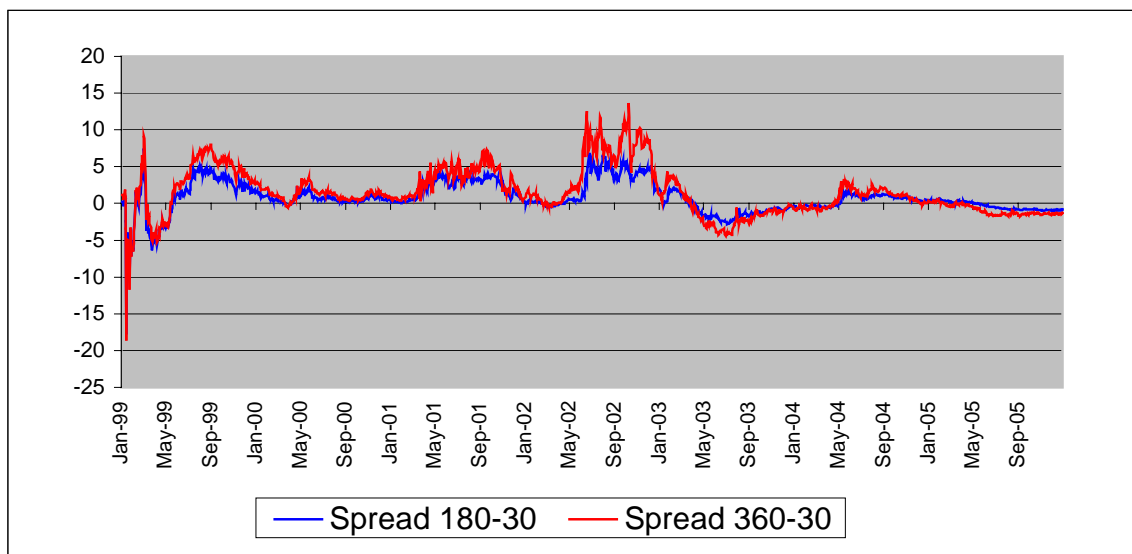


Figura 2 - Spread das Taxas de juros Swap Pré-DI

Fonte: Elaborado pelo autor

4.2. Análise dos Resultados

Na seqüência se apresentam os resultados obtidos a partir das formulações dadas em capítulos anteriores, procurando-se assim, corroborar ou refutar as hipóteses levantadas a partir dos fundamentos dados.

4.2.1. Testes de Raiz Unitária e Cointegração

A vista do exposto e seguindo o principio do conservadorismo, inferências sobre a validade da HE devem ser precedidas por estudos das propriedades estocásticas das séries. Neste contexto, inicialmente é feito o teste de estacionaridade, ou seja, o teste de raiz unitária, seguindo a abordagem apresentada em (2.2) e a estrutura dada pelas equações conforme (18) e (19).

A Tabela 1 apresenta as estatísticas ADF e Phillips-Perron, sem tendência. As defasagem foram obtidas a partir da sugestão de Dickey e Fuller (1979). Como é possível observar, os resultados indicam que a hipótese de raiz unitária é que melhor caracteriza comportamento das séries taxas de juros, tanto para as taxas longas, de 6

e 12 meses, ou seja de 180 e 360 dias, assim como para a série r_t , taxa de curto prazo.

Por outro lado, os resultados obtidos com as séries de *spreads* das taxas de juros sugerem a ausência de raiz unitária nas referidas séries em nível. No entanto, na relação entre 180-30 dias a rejeição da hipótese nula de que a série tem comportamento não estacionário é válida somente ao nível de significância de 5% aproximadamente, para o teste ADF, ao passo que para o teste PP se aceita com de 99% confiança que a série é estacionária em nível, portanto, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária. Para a relação 360-30 dias de que a série *spread* é não estacionária em nível, rejeita-se a hipótese nula em nível com o nível de significância de cinco por cento para o teste ADF e em 10% para o teste Phillips-Perron, de modo que a estes níveis confiança, embora baixo, pode-se afirmar que a série é estacionária em nível. Portanto, as séries *spread* não necessitam de qualquer transformação para se tornarem estacionárias. A ausência de raiz unitária nas séries *Spreads* são indícios de existência de cointegração entre as taxas longas e curtas, na medida em que o *spread* é uma combinação linear entre a taxa curta e a taxa longa, conforme ficou provado a partir da equação (9). No entanto, é visível a existência de resultados conflitantes entre o teste ADF e PP para as séries *Spread's*. Para esta dualidade de comportamento. Em (3.2.2.1) apresentam-se argumentos explicativos de Enders (1995) a este respeito.

Tabela 1 - Teste de Raiz Unitária

Séries	Defasagens ^a	Teste ADF	Philips-perron	Nível de Significância	
				1%	5%
r_t	1	-1,97	-1,91	-3.43	-2.86
Δr_t	0	-44,41*	-44,91*	-3.43	-2.86
$R_{t(180)}$	2	-2.10	-2,10	-3.43	-2.86
$\Delta R_{t(180)}$	1	-30,71*	-38,77*	-3.43	-2.86
$R_{t(360)}$	2	-1,91	-2,00	-3.43	-2.86
$\Delta R_{t(360)}$	1	-29,56*	-37,66*	-3.43	-2.86
$S_{t(180)}$	0	-2.73***	-3,43*	-3.43	-2.86
$S_{t(360)}$	0	-3,00**	-2,63***	-3.43	-2.86

Fonte: Elaborado pelo Autor

Nota: 1) ***: rejeita-se ao nível de 10%; **: rejeita-se ao nível de 5%; *rejeita-se ao nível de 1%.

- 2) Δ indica primeira diferença;
- 3) todas as séries incluem intercepto;
- 4) as defasagens dizem respeito apenas ao teste ADF;
- 5) a: de modo a obter resíduos do tipo ruído branco.

Cabe observar que, os testes rejeitam a hipótese nula de duas raízes unitárias, sugerindo que as taxas de juros, aos prazos referidos, 1, 6 e 12 meses, somente necessitam de uma diferenciação para que se tornem estacionárias sendo, portanto, integrados de ordem um, I(1).

Para confirmar possíveis relações de longo prazo entre as variáveis R_t e r_t aos prazos referidos, usou-se a análise de cointegração, conforme Johansen (1988,1991). Precedendo-se a realização dos testes em questão, se definiu a escolha ótima da ordem do modelo VAR. Para a escolha da ordem do modelo VAR contendo $R_{(i)}$, $i = 180, 360$ e r_t , utilizou-se uma combinação de métodos: os critérios de informação de Hannan-Quinn, Schwarz, Akaike e teste de redução de sistema (razão verossimilhança). Tanto para o sistema construído contendo $R_{t(360)}$ e r_t como

para $R_{t(180)}$ e r_t houve divergência quanto a escolha da defasagem ótima por quaisquer dos critérios acima mencionados; ver Tabela 2. Deste modo, procurou-se cruzar os resultados da ordem ótima do VAR obtido pelos critérios de informação com o teste de redução de sistema. Assim, para a escolha da defasagem ótima, para a estimação do VAR contendo $R_{t(360)}$ e r_t partiu-se do princípio de que o critério de informação Akaike tende a escolher um número de defasagem relativamente alto e pelo fato de o teste de redução de sistema apresentar 8 defasagens, ao que parece exageradamente alto. Sendo assim, o modelo ótimo escolhido para a construção do VAR comporta 3 defasagens, tal escolha decorre dos resultados obtidos com as estimativas dos testes diagnósticos neste *lag*. Para o modelo contendo as séries $R_{t(180)}$ e r_t a julgar pelos valores reportados (na Tabela 2), tanto pelos critérios de informação, quanto pelos testes de redução de sistema, o número ótimo de defasagem se mostrou relativamente elevado, tornando-se um problema devido a perda de graus de liberdade e falta de parcimônia no sistema. Deste modo, a solução encontrada foi à construção de vários sistemas e optou-se por aquele que apresentou melhor *performance*, sob o ponto de vista de testes de diagnóstico, ou seja, modelo com menor defasagem que não apresente problemas de diagnóstico. Assim, a defasagem ótima escolhida para estimar o modelo VAR nas séries acima referida é de 3 defasagem.

Tabela 2 - Determinação da Ordem Ótima do VAR

Modelo VAR	Critério de Informação			
	SIC	HQ	AIC	LR
Contendo				
$R_{t(180)}$	2	3	3	8
$R_{t(360)}$	5	5	7	7

Fonte: Elaborado pelo autor

Posteriormente, como ilustrado na Tabela 3, procederam-se os testes de diagnósticos para verificação se o sistema de fato está corretamente especificado e então se efetuar a estimação do VAR. A partir da análise dos resultados de

autocorrelação serial, heterocedasticidade e normalidade, usando-se os resíduos, não se encontrou a existência autocorrelação serial, no entanto, os resultados revelam que os resíduos não têm variância constante, assim, rejeita-se a hipótese de homocedasticidade dos erros exigindo assim a sua correção posteriormente.

Entretanto, vale dizer que em relação aos testes de normalidade Pindyck e Rubinfeld (2004, p.165) justificam que os mesmo não são muito usados pelo fato destes testes não serem estatisticamente poderosos, no sentido de que “muitas vezes não consegue rejeitar a hipótese nula de distribuição normal, mesmo quando a distribuição dos erros é não normal”. Por sua vez em Gonzalo (1994), apesar do enfoque diferente de análise, encontra-se uma convergência a este respeito, onde o autor usando teste baseado no experimento de Monte-Carlo apresenta evidências de que os desvios de normalidade e da homocedasticidade não causam efeitos distorcivos aos testes de cointegração baseados no principio da máxima verossimilhança.

Tabela 3 - Teste Diagnóstico dos resíduos do VAR

Autocorrelação Serial				
Modelo Contendo	P= 3		p=7	
	LM	P-Value	LM	P-Value
$R_{t(180)}$	6,82	0,17	7,11	0,13
$R_{t(360)}$	5,63	0,22	5,06	0,28
Heterocedasticidade				
Modelo contendo	χ^2		P-Value	
$R_{t(180)}$	15,94		0,000	
$R_{t(360)}$	13,29		0,000	

Fonte: Elaborado pelo autor

Dada a escolha do número ótimo de defasagem, o passo subsequente é verificar possíveis relações de longo prazo entre R_{it} e r_t através da análise de cointegração, baseada em máxima verossimilhança, conforme Johansen (1988,1991). Inicialmente é feita análise da relação entre a taxa de 180 dias e de 30 dias para, em seguida fazer-se à mesma análise com a taxa de 360 dias e 30 dias:

Tabela 4 - Teste de Johansen para a Série $R_{t(180)}$

Ho: posto = p	Est λ_{\max}	5%	1%	Est $\lambda_{\text{traço}}$	5 %	1%	Defasagem
$P = 0$	13,11	11,44	15,69	13,75	12,53	16,31	3
$P \leq 1$	0,63	3,84	6,51	0,63	3,84	6,51	3

Coefficientes de cointegração normalizados: uma equação de cointegração

$R_{t(180)}$	r_t
1	-1,056

Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado de cointegração sugere que as séries $R_{t(180)}$ e r_t cointegram com apenas um vetor de cointegração, tanto se analisado pela estatística do λ_{\max} quanto pela estatística $\lambda_{\text{traço}}$. A hipótese nula de que as séries não cointegram é rejeitada ao nível de significância de 5% para ambas estatísticas. Entretanto a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a um não pode ser rejeitada aos níveis de significâncias dados. O vetor de cointegração sugerido pelo teste é (1 -1,05). Na seqüência, na Tabela 5, abaixo, testa-se se este vetor é estatisticamente igual (1 -1), através do teste de cointegração restrita. Os resultados revelam que a hipótese nula é rejeitada, ao nível de significância estatisticamente de aproximadamente 5%.

Tabela 5 - Teste de Cointegração Restrito

Restrição	Resultado
$R_t = 1$ $rt = -1$	Valor-p = 0,060

Fonte: elaborado pelo autor

Em relação ao teste de cointegração entre as séries correspondentes as taxas longa de 360 dias, e as taxas curta de 30 dias, portanto, $R_{t(360)}$ e r_t os resultados foram similares àqueles encontrados para a relação anterior. A Tabela 6 reporta os resultados. Nota-se, no entanto que para este resultado os testes apresentam um ajustamento mais robusto que a relação anterior. Ou seja, rejeita-se a hipótese nula aos níveis significância de 5% e 1% tanto pela Estatística λ_{\max} quanto pela Estatística $\lambda_{\text{traço}}$. Já a hipótese nula que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a um não é rejeitada. O vetor de cointegração sugerido é (1 -1,39), conforme a tabela abaixo.

Tabela 6 - Teste de Johansen para a Série $R_{t(360)}$

Ho: posto = p	Est λ_{\max}	5%	1%	Est $\lambda_{\text{traço}}$	5 %	1%	Defasagem
$P = 0$	22,50	15,67	20,20	29,89	19,96	24,60	3
$P \leq 1$	7,38	9,24	12,97	7,38	9,24	12,97	3

Coefficientes de cointegração normalizados: uma equação de cointegração

$R_{t(360)}$	r_t
1	-1,39

Fonte: Elaborado pelo autor

Com fim de testar-se se o vetor de cointegração obtido da relação entre as taxas de juros 360 e de 30 dias é estatisticamente igual a (1 -1), procedeu-se o teste de cointegração restrita, conforme a Tabela 7. Pelos valores obtidos não se rejeita a hipótese nula de que este seja estatisticamente igual a (1 -1).

Tabela 7 - Teste de Cointegração Restrito

Restrição	Resultado
$R_t = 1$ $rt = -1$	Valor-p = 0,18

Fonte: Elaborado pelo autor

As evidências apontam que as séries estudadas apresentam uma relação de cointegração como era esperado, sobretudo na relação de longo prazo, entre as taxas de 360 dias e 30 dias, onde os resultados são estatisticamente mais robustos. Assim, conforme verificado anteriormente, a estacionaridade do *spread* entre a taxa longa e a taxa curta indicavam fortemente que as séries de taxas de juros cointegravam, visto que o *spread* nada mais é do que uma combinação linear das duas séries em questão. Deste modo, a ocorrência de cointegração assegura a presença de um elo linear anulando as tendências estocásticas comuns, ou seja, as variáveis se movem (esotcasticamente) juntas para a direção de equilíbrio de longo prazo. Em outros termos, as relações obtidas conferem suporte aos pressupostos teóricos anteriormente apresentados, como formalizada em (5).

4.2.2. Estimação do Vetor Autoregressivo e Teste de Causalidade

Nesta seção, da-se seqüências ao conteúdo desenvolvido na anterior. Desta forma, em posse dos resultados previamente obtidos em (4.2.1), como seja, a existência de cointegração entre a taxa longa e taxa curta, aqui, efetua-se a estimação do modelo VAR estrutural irrestrito com S_{it} , $i = 180$ e 360 e Δr_t e testa-se a ralação de causalidade como uma das formas para o teste de hipótese das expectativas ou o modelo valor presente conforme em Campbell e Shiller. Para a escolha da ordem do VAR a metodologia baseia-se nos testes padrão para sua definição: os critérios de informação e testes diagnósticos, seguindo o tratamento anteriormente desenvolvido.

Abaixo, a Tabela 8 apresenta os resultados obtidos com a escolha da ordem ótimo do modelo VAR tanto para o sistema elaborado com $S_{t(180)}$ e Δr_t como para $S_{t(360)}$ e Δr_t . Em ambos os casos houve divergência quanto à escolha da defasagem ótima por quaisquer dos critérios de informação e pelo teste da razão verossimilhança usada. Sendo assim, testes suplementares foram realizados e, de acordo com os testes, optou-se pela escolha de 3 defasagens.

Tabela 8 - Determinação da Ordem Ótima do VAR

Modelo VAR Contendo	Critérios de Informação			
	SIC	AIC	HQ	LR
$S_{t(180)}$	1	8	2	8
$S_{t(360)}$	5	8	7	8

Fonte: Elaborado pelo autor

Em posse da defasagem ótima, testou-se se a mesma ajustar-se-ia de modo adequado aos dados. Os resultados dos testes reportados na Tabela 9 indicam a ausência de autocorrelação serial nos resíduos do modelo VAR, todavia, o mesmo não possa ser dito em relação a heterocedasticidade, ou seja, os resíduos não apresentam variância constante, em outras palavras, rejeita-se a hipótese de homocedasticidade dos erros, conforme a tabela abaixo:

Tabela 9 - Teste de Diagnósticos nos Resíduos do modelo VAR

Autocorrelação Serial				
Modelo	$P = 3$		$p = 7$	
Contendo	LM	Valor-P	LM	P - Valor
$S_{t(180)}$	3,59	0,46	6,64	0,15
$S_{t(360)}$	5,58	0,27	7,12	0,12

Heterocedasticidade		
Modelo Contendo	F(27,1607)	P – Valor
$S_{t(180)}$	5,41	0,000
$S_{t(360)}$	25,59	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor

- 1) no teste de autocorrelação serial p corresponde a ordem a ser testada;
- 2) o teste de heterocedasticidade foi realizado utilizando-se o quadrado dos resíduos.

Posteriormente, como mostra a Tabela 10, testou-se as relações de causalidade entre os *spread's* e as taxas curtas, ou seja, a previsibilidade de mudanças futuras nos valores esperados y_t , como dado em (4). Observa-se pelos resultados, a existência de causalidade bi-direcional significativo entre $S_{t(180)}$ e Δr_t . No entanto, ainda que com baixa significância, o mesmo comportamento não é válido para a relação entre $S_{t(360)}$ e Δr_t o que sugere análise adicional.

Tabela 10 - Teste de Causalidade de Granger

Teste de Causalidade de Granger		Estatística Descritiva		
Ho:	F-Static	Valor-P	Equação no Sistema	R ²
a) sistema contendo $S_{t(180)}$ e Δr_t				
$S_{t(180)}$ não causa granger Δr_t	55,55	0,000	Equação $S_{t(180)}$	0,98
Δr_t não causa granger $S_{t(180)}$ e	19,08	0,0003	Equação Δr_t	0,023
b) sistema contendo $S_{t(360)}$ e Δr_t				
$S_{t(360)}$ não causa granger Δr_t	35,19	0,000	Equação $S_{t(360)}$	0,97
Δr_t não causa granger $S_{t(360)}$	2,50	0,057	Equação Δr_t	0,07

Fonte: Elaborado pelo autor

Com base nas estimativas do modelo VAR, os resultados sugerem a existência de causalidade bi-direcional entre $S_{t(180)}$ e Δr_t . Os valores-P são baixos demais para que se rejeite essa relação. Deste modo, existe forte evidência de que o *Spread* entre a taxa longa e a taxa curta causa no sentido de Granger as variações nas taxas curtas, sendo válida a volta, ou seja, não se pode rejeitar a hipótese *feedback* ou processo retro-alimentar entre estas séries ($S_{t(180)}$ e Δr_t), aos níveis de significâncias dados, contrario aos pressupostos teóricos.

Para relação entre as séries $S_{t(360)}$ e Δr_t os resultados obtidos convergem com os pressupostos teóricos. A teoria sugere que S_{it} causa no sentido de Granger Δr_t , e rejeita a existência de causalidade bi-direcional, portanto, o processo inverso. Neste contexto, cabe ressaltar que a para a relação $S_{t(180)}$ e Δr_t ($\Delta r_t \rightarrow S_{t(180)}$) ocorre a violação de pressuposto teórico na medida em que o teste sugere a existência de

causalidade bi-direcional, levando a resultados inconclusivos e que portanto, pela teoria da Hipótese das Expectativas não seria esperada tal relação.

Todavia, os elevados valores dos coeficientes de determinação para $S_{t(180)}$ e $S_{t(360)}$ (98% e 97%, respectivamente) corroboram com os pressupostos teóricos. Como anteriormente vistos, S_t é a previsão ótima dos valores futuros de Δr_t . Assim, os S_{it} a partir dos seus R^2 verifica-se que têm alto poder explicativo dos Δr_t esperados no futuro, sendo que este poder de previsibilidade é relativamente maior nas taxas do curto prazo. Portanto, existem fortes evidências de que o *spread* Granger causa mudanças na taxa curta corroborando, ainda que parcialmente, com os fundamentos apresentados.

A ambigüidade dos resultados encontra respaldo nos argumentos dados em (2.1 [i]) por Campbell e Shiller onde os autores ressaltam a existência de alguns problemas e justificam argumentando que a rejeição estatística do modelo pode não ter qualquer significado econômico, pelo que é possível que o modelo seja rejeitado e que ainda assim a aderência à realidade seja bastante alta. Portanto, mostra-se assim que feitas algumas ressalvas, o princípio básico da Hipótese das Expectativas adequa-se razoavelmente aos dados no período em análise.

Posterior aos testes de causalidade de Granger testa-se a significância conjunta de um subconjunto de todos os coeficientes da regressão entre S_{it} e Δr_t a partir das restrições impostas pelo testes de Wald. Assim, com base nas formulações dadas entre (32) à (35), testa-se as restrições conjuntas impostas aos coeficientes do VAR pelo teste de Wald. Campbell e Shiller consideram esta análise como uma forma alternativa também para se testar o modelo de hipótese das expectativas.

Tabela 11 - Teste de wald para Restrição Conjunta

Modelo contendo	X^2	Valor-P
$S_{t(180)}$	7.427	0,0243
$S_{t(360)}$	6.842	0,0326

Fonte: Elaborado pelo autor

Os testes realizados com base nas equações (32) à (35), isto é, as restrições impostas nos coeficientes da estrutura do VAR, os resultados dos Valores- P obtidos, sugerem que a modelo valor presente não pode ser rejeitado³ para os dados brasileiros ao nível de significância de 5%, portanto, rejeita-se a hipótese nula. Não obstante a fraca robustez dos resultados pode-se concluir que os dados são parcialmente favoráveis à validade da Hipótese das Expectativas sobre a curva de juros, sobretudo quando a análise é feita com as taxas de juros de 1 mês e 12 meses, respectivamente, como aproximações da taxa curta e da taxa de longo prazo⁴. A julgar pelas evidências da economia brasileira, como seja o alto risco permanente do mercado (mensurado pelo risco-país) e a volatilidade macroeconômica, os resultados alcançados conferem respaldo aos fundamentos.

4.2.3. Resposta da Estrutura a Termo Mudança na Política Monetária

Nesta seção testa-se como a curva de juros responde a mudança na meta para as taxas de juros, portanto, avaliam-se os impactos da variabilidade da taxa Selic (como taxa livre de risco) sobre a *yield curve*, especificamente testa-se se as taxas de juros de mercado para diferentes maturidades (estrutura a termo) têm respostas significativas a mudanças na taxa Selic, em outras palavras, se existe a relação entre Hipótese das Expectativas da Estrutura a Termo da Taxa de Juros e as ações da

³ A análise da HE tem como Hipótese nula de ausência de previsibilidade do mercado de acordo com os fundamentos que sustentam a teoria.

⁴ Para maturidades superiores a um ano os resultados se tornam estatisticamente mais fraco e, por conseguinte, elevando, muito provavelmente a volatilidade da taxa de juros.

política monetária e em que medida tal relação se estabelece. Esta análise segue a mesma linha de Haldane e Read (2000) e de Tabak e Tabata (2004).

A existência de uma íntima ligação entre as taxas de juros de curto prazo estabelecidas pelo Banco Central e as taxas de mercado, mais ampla, que afetam o nível do produto, sugere a relevância desta na determinação do nível ótimo das taxas de juros de curto prazo visto que estas mudam as expectativas para a trajetória futura das taxas de curto prazo do mercado. Neste contexto, o estudo da resposta de taxas de juros do mercado a mudança na meta para a taxa de juros oferecem uma maior compreensão dos canais de transmissão da política monetária, na medida em que, choques na taxa de juros oficial tornam-se capaz de mudar todo o espectro das taxas de juros do mercado tanto no curto quanto longo prazo.

Assim, se torna fundamental relacionar a dinâmica da política monetária com os efeitos das taxas de juros de curto prazo, sobre as taxas de longo prazo, haja vista que, a eficiência da política monetária depende, entre outros fatores, do funcionamento do canal de transmissão da política monetária.

Previamente a discussão dos resultados obtidos efetua-se a análise gráfica das séries. Através da inspeção visual da Figura 3 percebe-se que as séries possuem uma correlação positiva e a variância entre si, ao que tudo indica não parece divergir consideravelmente, como era de se esperar. Este comportamento confere suporte aos argumentos *a priori* formados sobre a dinâmica da estrutura de Metas para Inflação sobre a estrutura a termo da taxa de juros.

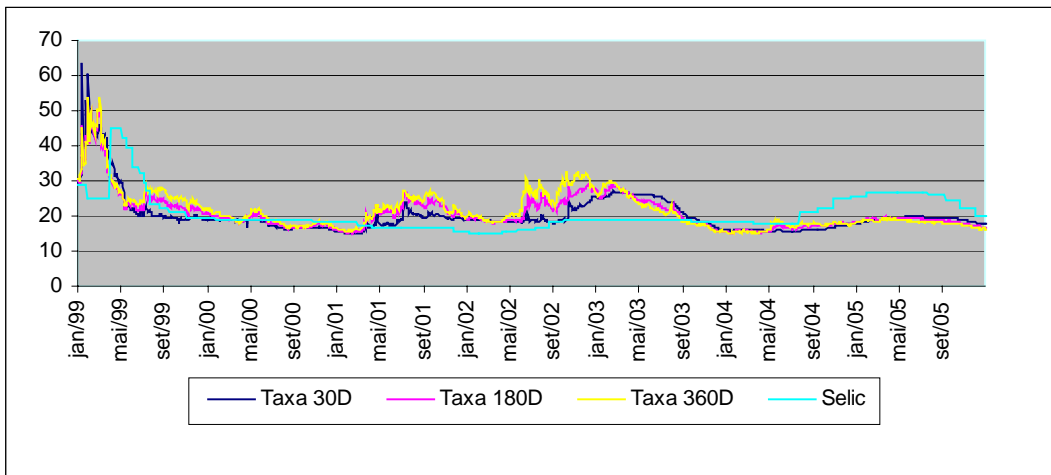


Figura 3 - Relação entre as Taxas Swap Pré-DI e a Taxa Selic

Fonte: Elaborado pelo autor

Os testes efetuados produziram os seguintes resultados reportados na Tabela 12, abaixo. Testou-se o efeito da política monetária sobre as taxas de juros de mercado para as maturidades dadas e sobre o *spread* entre a taxa longa e a taxa curta.

Tabela 12 - Resposta das Séries à Mudança na Selic⁵

Variável	Intercepto	Resposta	R ²	DW	Valor-P
$R_{t(30)}$	3,305 (16,53)	0,830* (78,14)	0,78	1,104	0,000
$R_{t(180)}$	6,24 (15,35)	0,727* (34,37)	0,41	0,22	0,000
$R_{t(360)}$	8,043 (13,90)	0,670* (22,26)	0,23	0,098	0,000
Resposta dos <i>Spreads</i> a mudança na Selic ⁶					
$S_{t(180)}$	2,941 (10,25)	-0,103* (6,92)	0,028	0,028	0,000
$S_{t(360)}$	4,738 (9,78)	-0,160* (6,36)	0,024	0,030	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor

* representa significância a 1%

Estatística t dada em parênteses, obtidas a partir dos procedimentos de White para se evitar o problema de heterocedasticidades e autocorrelação dos resíduos.

Em ambos os testes os sinais dos resultados estão em conformidade com o esperado. Os coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero. Portanto a relação é estatisticamente significativa. O poder previsibilidade diminui com o aumento da maturidade, em coerências com os fundamentos. Observa-se que os coeficientes de inclinação são significativamente diferentes de um, isto denota que, embora as mudanças na meta para a taxa de juros sejam antecipadas, elas podem não estar sendo totalmente antecipado. A existência de um valor significativamente elevado no coeficiente de determinação na série $R_{t(30)}$ esta em consonância com os resultados das estimativas anterior obtida com o modelo VAR, ou seja, o grau de previsibilidade do mercado pelos agentes é maior no curto prazo. O declínio do coeficiente de determinação decorre das expectativas formadas pelos agentes segundo o qual as ações da política monetária têm pouca probabilidade de persistirem na mesma direção por períodos prolongados de tempo. Em síntese, a capacidade de ajuste do modelo se torna menos robusta a medida que o horizonte

⁵ O teste foi calculado com base em $R_{i,t} = \alpha + \beta Selic_t + \varepsilon_t$

⁶ $(R_i - r_i) = \alpha + \beta Selic_t + \varepsilon_t$.

temporal se amplia. Haldane e Read (2000), Hejazi, Lai e Yang (2000) e Tabak e Tabata (2004) em testes similares encontraram resultados nesta linha. Haldane e Read acrescentam que os argumentos do *Inflation Targeting* como transparência e credibilidade, como vistas também em (2.2), concorrem favoravelmente aos resultados acima obtidos.

O teste subsequente, *Respostas dos spread's a mudanças na Selic*, na parte inferior da Tabela 12, avalia como a inclinação da estrutura a termo responde a mudanças na meta, portanto, verificando se mudanças na meta para a taxa de juros provocam respostas significativas sobre o *spread*. Entretanto os resultados obtidos não permitem uma afirmação forte sobre esta relação, deste modo esta análise é inconclusiva.

Com o fim de dar-se maior consistência na análise da relação entre a resposta das séries a mudanças na Selic realizou-se o teste de restrição nos parâmetros, testando-se se os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero. A existência de um efeito significativo da taxa Selic no modelo sugere que estes coeficientes (α e β) sejam estatisticamente diferentes de zero. Então como se observa na Tabela 13 abaixo, os resultados mostram que para todas as maturidades analisadas aceita-se que os parâmetros (α e β) são estatisticamente diferentes de zero.

Tabela 13 - Teste de Wald para Restrição Conjunta

Variável	Estatística χ^2	Valor-p
$R_{t(30)}$	4,3911	0,0363
$R_{t(180)}$	10,387	0,0013
$R_{t(360)}$	19,02	0,000

Fonte: Elaborado pelo autor

A estes resultados cabe a seguinte conclusão. Existe algum grau de antecipação das ações de política monetária pelos participantes de mercado e que, portanto, mudanças na meta para a taxa de juros de curto prazo podem ser previstas e são incorporadas as taxas de juros de mercado, ao menos parcialmente, conforme os pressupostos da Hipótese das Expectativas. Assim, sob o sistema de metas para a inflação existe um efeito amortecedor de surpresas nas taxas de juros do Banco Central sobre estrutura a termo da taxa de juros, o que pode ser explicado por uma maior transparência na condução da política monetária, decorrente dos argumentos vistos em (2.2) e corroborados por Haldabe e Read. Portanto, sob o *Inflation Targeting*, o baixo grau de volatilidade da taxa de juros permite aos agentes um maior acerto de previsibilidade sobre as taxas de juros futura esperada, haja vista que sob tal estratégia de política monetária as ações dos *policymaker* devem ser do domínio público permitindo, com base nos pressuposto que governam esta estratégia, ao mercado, a realização de leituras e, por conseguinte, a absorção de informações nela embutida sobre a expectativa futura do desempenho da economia.

Sintetizando as análises acima descritas fica a constatação apresentada por Sarno, Thornton e Valente (2005, p.17) “Much more work needs to be done to understand the term structure of bond yield. The evidence presented here suggests that the term structure is likely to be considerably more complex than EH suggests”.

5. CONCLUSÃO

Esta Dissertação teve como finalidade testar a validade da explicação mais antiga e amplamente testada sobre flutuações na estrutura a termo da taxa da taxa de juros - teoria da Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo da Taxa de Juros, no Brasil, procurando agregar novos *insight's* ao tema. Para tanto, efetuou-se uma análise econométrica das séries taxas Swap Pré-DI e do *Spread* entre a taxa longa e a taxa curta no período de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2005 com dados de frequência diária, com recurso ao modelo vetorial auto-regressivo, VAR irrestrito, para captar a relação de longo prazo existente conforme postula a teoria subjacente.

Inicialmente foram feitos estudos sobre as propriedades estocásticas das séries. A análise indicou a existência de acentuada similaridade com o arcabouço do modelo valor presente descrito por Campbell e Shiller (1987, 1991) para testar as implicações da Hipótese das Expectativas com o emprego do modelo VAR. Na análise dos dados, os testes de raiz unitária indicaram que as séries taxas de juros para as diferentes maturidades são caracterizadas por processos com tendências estocásticas indicando a existência de elo linear comum entre as variáveis, portanto, as séries são cointegradas e o *spread* que é formada a partir da combinação entre a taxa longa e a taxa curta apresenta um comportamento estacionário.

A análise dos testes de causalidade de Granger apresentou um comportamento contrario a Hipótese das Expectativas para a relação com a taxa curta, porém coerente com os fundamentos na relação para a taxa longa. Neste teste, o coeficiente de determinação mostra que o poder de previsibilidade dos agentes é maior com as taxas curtas.

Com o intuito de aprofundar a investigação analisou-se a dinâmica da relação existente entre a taxa Swap Pré-DI para as dadas maturidades usadas neste estudo, e

a taxa de juros básica da economia (Selic) – parâmetro fundamental do sistema de metas para inflação. Ou seja, testou-se como a inclinação da estrutura a termo responde a mudanças na meta para a taxa de juros. Verifica-se assim que sob o contexto do sistema de metas para a inflação os agentes possuem significativa capacidade de previsibilidade e, por conseguinte, antecipam, ao menos parcialmente, mudanças na meta para a taxa de juros de curto prazo (Selic) e são incorporados às taxas do mercado. Portanto, conclui-se que metas para as taxas de juros influenciam a taxa de juros para diferentes maturidades. Entretanto, essa relação não é de um para um. Valor do parâmetro β assim como do coeficiente de determinação (R^2) tendem a declinar a medida que aumentam os prazos de maturidade das taxas de juros futuras, tal como se constatou, também, no teste de causalidade de Granger. Este comportamento decorre das expectativas geradas pelos agentes segundo o qual, as ações de política monetária têm pouca probabilidade de persistir na mesma linha por períodos longos.

A análise dos resultados rejeita a hipótese da teoria das expectativas puras da estrutura a termo da taxa de juros. Portanto, a taxa de juros futura não responde exclusivamente a taxa esperada, ou seja, existem fatores sistemáticos que a afetam. No entanto, pode-se concluir que as evidências empíricas são parcialmente favoráveis a Hipótese das Expectativas para a economia brasileira a partir dos dados analisados.

Finalmente, cabe observar que os resultados obtidos se aproximam das conclusões empíricas encontradas na literatura revisada na fundamentação teórica que examina os diferentes mercados europeu e americano, não obstante, os resultados encontrados neste trabalho não esgotam o assunto, pelo contrário, mostra as limitações e o campo de pesquisa em aberto para testar teorias alternativas sobre a estrutura a termo no Brasil. Sendo assim uma sugestão recai para o estudo de flutuações na taxa de juros com recurso de modelos com mudança de regime

conforme Hamilton (1988) ou ainda seguir a sugestão de Tabak e Tabata (2004), decompor as mudanças na taxa oficial em seus componentes antecipados e não antecipados e então estimar a resposta da estrutura a termo a mudanças políticas não antecipadas. Entretanto um campo de estudo que também se torna relevante, dada as especificidades da economia brasileira, é a análise da estrutura a termo considerando o prêmio de risco variante.

REFERÊNCIAS

ANCHITE, Claudine F.; ISSLER, J.V. Racionalidade e Previsibilidade no Mercado Brasileiro de Ações: Uma Aplicação de Modelos Valor Presente. *Estudos Econômicos*, São Paulo V.32, N.2, p159-201, 2002.

ANDERSON, N. *et al. Estimating and Interpreting the Yield Curve*. West Sussex – England: John Willey and Sons, 1996.

ANDRADE, S.C.; TABAK, B, M. Testing the Expectation Hypothesis in the Brazilian Term Structure of Interest Rates. *Working Papers Series: Banco Central do Brasil*, Brasília, Nº 18, p. 1-29, 2001.

BARRO, R., J.; GORDON, D. (1983). Rules, Discretion and Reputation in Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics*, Cambridge, USA Vol.2, Nº1, p.101-122, 1983.

BEKAERT, G.; HODRICK, R, J. Expectation Hypotheses Tests. *NBER Working Papers*, New Orleans – USA, Nº 7609, p. 2 – 46, 2000

BEKAERT, G.; HODRICK, R., J.; MARSHAL, D., A. On Biases In Tests of the Expectation Hypothesis of the Term Structure of Interest Rate. *Journal of Financial Economics*. Vol. 44, Nº3, p.309-348, 1997.

BEKAERT, G.; HODRICK, R., J.; MARSHAL, D., A. Peso Problem Explanation for Term Structure Anomalies. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland Vol. 48, Nº 2, p.241 – 270, 2001.

BEKAERT, G.; WEI, M.; XING, Y. (2002). Uncovered Interest Rate Parity and Term Structure. *NBER Working Papers*, Cambridge, Massachusetts, N° 8795, p. 1-57, 2002.

BRITO, R. *Essay on The Monetary Aspects of the Term Structure of Nominal Interest Rate*. Tese (Doutorado em Economia), Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2001.

BRITO, R.; DUARTE, A.J.M.; GUILLÉN, O.C.T. O Prêmio pela Maturidade na Estrutura a Termo das Taxas de Juros Brasileiras. *Working Papers Series*, Banco Central do Brasil, Brasília, No 72, p. 1-79, 2003.

CAMPBELL, J. Some Lessons From the Yield Curve. *Journal of Economic Perspective*, Pittsburgh – USA, Vol. 95, N° 3, p. 129-52, 1995.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and Test of Present Value Models. *Journal of Political Economy*, Chicago-USA, Vol. 95 N°5, p. 1062-88, 1987.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Yield Spread and Interest Rate Movements: A bird's eye view. *Review of Economic Studies*, London -UK. Vol. 58, N° 3, p.495-514, 1991

CARRIERO, A.; FAVERO, C. A.; KAMINSKA, I. (2005). Financial Factors, Macroeconomic Information and the Expectation Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Econometrics*, North-Holland, Vol. 127, N°(1-2), p.339-358.

CRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence From the Flow Funds. *Review of Economics and Statistics*, Massachusetts – Boston, Vol. 78, N° 1, p.16-34, 1996.

CUTHBERTSON, K; NITZSCHE, D. *A Quantitative Financial Economics: stock, bonds and, foreign exchange.* 2a Ed, London-UK: Editora:IE-Wiley, 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of American statistical Association*, Alexandria- Virginia-USA, V.74, N° 366, P. 427-431, 1979.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, New York - USA V.49, N° 4, P.1057-1073, 1981

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series.* 2^a Ed., New York-USA, Editora: IE-Wiley, 1995.

ENGLE, R, F.; LILIEN, D.M.; ROBINS, R.P. Estimating Time Varying Risk Premia in The Term Structure: The ARCH-M Models. *Economterica*, New Yor-USA, Vol. 55, N° 2, p. 391-408, 1987

ENGLE, R. F.;GRANGER, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation Estimation and Testing. *Econometrica*, New York-USA, Vol. 55, N° 2, P.251-276.

EVANS, C. L. MARSHAL, D.A. Economic Determinant of the Nominal Treasury Yield Curve. *Federal Reserve Bank of Chicago. Working Paper*, Chicago – USA, N° 01-16, 2002.

FAMA, E. Efficiency Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, New York-USA, Vol.25, N° 2, p.383-417, 1970.

FAMA, E.; BLISS, R. The Information In Long-Maturity Forward Rates. *American Economic Review*, Pittsburgh, PA – USA, Vol. 77. Nº 4, p.680-692, 1987.

FERREIRA, A.B. *Metas Para Inflação e Vulnerabilidade Externa: Um Estudo Para o Brasil*.2004. Dissertação (Mestrado em Economia). Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

FISCHER, I. Appreciation and Interest. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Thousand Oaks, CA- USA, Vol. 9, Mar., 1897 p. 110-112, 1897

FORTUNA, E. *Mercado Financeiro:Produtos e Serviços*, 16ª Ed., Rio de Janeiro, Editora Qualitymark, 2005.

FROOT, K. New hope for the expectation hypothesis of the term structure of interest. *Journal of Finance*. California-USA, Vol 44, Nº 2, p.283-305, 1989.

GERLACH, S.; SMETS, F. The term structure of Euro-rates: Some evidences in support of the expectation hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, London-UK, Vol.16, Nº 2, p.305-321, 1997.

GONZALO, J. Five alternatives methods of the estimating long run relationships. *Journal of Econometrics*, London – UK, Vol.60, Nº 1/2, P.203-233, 1994.

HALDANE, A, G.; Read, V. Monetary policy surprises and the yield curve. *Bank of England*, Working Paper, London –UK, No 106, p.1-41, 2000.

HAMILTON, J. Rational Expectations Economic Analysis of Change in Regime. An Investigation of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Dynamic and Control*, North-Holland, Vol. 12, Nº2/3 p.385-423, 1988

HARDOUVELIS, G. The Term Structure spread and future change in long and short rates in the G7 country. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland, Vol.33, N°2, p.255-283, 1994.

HEJAZI, W.; LAI, H.; YANG, X. The Expectation Hypothesis, Term Premia, And The Canadian Term Structure Of Interest Rate. *Canadian Journal of Economics*, Montréal, Québec – Canadá, Vol.33, No 1, p133-148. February 2000.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis Of Cointegration Vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*. North-Holland, Vol.12, N°2/3 p.231-254, 1988.

JOHANSEN, S. (1991). Estimation And Hypothesis Testing Of Cointegration Vector In Gaussian Vectors Autoregressive Models. *Econometrica*, New York-USA, Vol. 59, N° 6 p.1551-1580, 1991.

JONDEAU, E.; RICART, R. The Expectation Hypothesis Of Term Structure: Tests On US, Germany, French, And UK Euro-Rates. *Journal of International Money and Finance*, London- UK, Vol 18, N°5, p725-750, 1999

KOZICKI, S.; TINSLEY, P. A. Shifting Endpoints In The Term Structure Of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, North-Hoolland, Vol. 47, N°3, p.613-652, 2001.

LIMA, A, M, C. (2002). *A Hipótese Das Expectativas Na Estrutura A Termo Da Taxa De Juros No Brasil: Uma Aplicação De Modelos De Valor Presente*. 2002. Dissertação (Mestrado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

LIMA, A, M, C; ISSLER, J, V. A Hipótese Das Expectativas Na Estrutura A Termo Da Taxa De Juros No Brasil: Uma Aplicação De Modelos De Valor Presente. *Revista Brasileira de Economia*. No 57. Vol. 4: 873-898, Out/Dez. 2003.

LONGSTAFF, F. The Term Structure Of Very Short-Term Rates: New Evidence For The Expectation Hypothesis. *Journal of Financial Economics*, North-Holland, Vol. 58, N°3, p.397 – 415, 2000.

MACKINNON, J. G. *Critical Values For Cointegration Tests*. In: Engle, R. F.; Granger, W. J. *Long-Run Economic Relationships: Readings In Cointegration*. New York: Oxford University Press, p.267-276, 1991.

MANKIW, N. G. & MIRON, J. The Changing Behavior Of The Term Structure Of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics*, Massachusetts –USA, Vol. 101, N° 2, p 211-228, 1986

MANKIW, N. G.; SUMMERS, L. H. Do Long-Term Rates Overreact To Short-Term Interest Rates? *Brooking papers on Economics Activity*, Massachusetts- USA, N° 1, p.223-242. 1984

MANKIW, N.G. The Term Structure Of Interest Rate Revisited. *Brookings Papers on Economic Activity*, Massachusetts- USA, *National Bureau of Economic Research, Working Papers*, Massachusetts -MA -U.S.A, reprints 0777, Vol.1, p.61-96, 1986.

MC CALLUM, B. Monetary Policy And The Term Structure Of Interest Rate. *National Bureau of Economic Research, Working Papers*, Massachusetts -MA - U.S.A N° 4938, p. 296-316.1994.

MISHKIM, F. Inflation Targeting In Emerging Market Countries. *National Bureau of Economic Research, Working Papers*, Massachusetts -MA -U.S.A Nº 7618, p.1-14 2000.

NELSON, C. PLOSSER, C. Trend And Random Walks In Macroeconomic Time Series: Some Evidence And Implications. *Journal of Monetary Economics*, North-Holland V.10, Nº 1 p.130-162, 1982.

PERRON, P. The Great Crash, Oil Price Shock, And The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, New York- USA Vol.57, N.6, p.1361-1401, 1989.

PERRON, P. Testing For Unit Root In Time Series With Changing Mean. *Journal of Business and Economic Statistics*. Alexandria, VA- USA vol. 8, Nº 2, p.153-162, 1990.

PINDYCK, R., S.; RUBINFELD, D., L. *Econometria: Modelos & Previsões*, 4ª Ed., São Paulo: Elsevier, 2004.

ROMER, D. (1997). *Advanced Macroeconomics*. New York: Mc Graw-Hill, 1996

ROSSI, J, W. A Estrutura A Termo Da Taxa De Juros: Uma Síntese. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro Nº 26, p. 521-548. 1996

RUDEBUSCH, G., D.; WU, T. A Macro-Finance Model Of The Term Structure, Monetary Policy, And The Economy. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working paper* , san Francisco-USA, Nº 2003-17, p.1-48, 2004.

SARNO, L.; THORNTON, D.; Valente, G. The Empirical Failure Of The Expectation Hypothesis Of The Term Structure Of Bond Yields. *Federal Reserve Bank of St. Louis, St Louis - USA Working Paper* Nº 2003-021, p.1-32, 2005.

SCHMIDT, B. *Expectativas Heterogêneas, Análises Técnicas E Os Preços De Equilíbrio*. 2001.Dissertação (Mestrado em Economia), Escola de Pós-Graduação em Economia-Fundação Getulio Vargas. Rio de Janeiro, 2001.

SEKKEL, R.; Alves, DENISARD. The Economic Determinants Of The Brazilian Term Structure Of Interest Rates. In: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 33. 2005, Natal. Disponível em www.anpec.org.br. Acessado em 20 de Maio de 2006.

SHILLER, R.; Mc Culloch, J. H. The Term Structure Of Interest Rates. In FRIEDMAN, B. M.; HAHN, F. H. *Handbook of Monetary Economics*. North-Holland: Elsevier, 1990.

SHILLER, R., J. (1979). The Volatility Of Long Term Interest Rate And Expectation Models Of Term Structure. *Journal of Political Economic*, Chicago-USA, Vol. 87, Nº 4, p 1190-1219, 1979.

SICSÚ, J. Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas Para Inflação: Uma Análise Preliminar do Caso Brasileiro. *Economia Aplicada*. Vol. 6, Nº 4, p. 703-711, 2002

SILVA NETO, L. A. *Derivativos: Definições emprego e risco*. 4ª Ed., Editora Atlas, São Paulo, 2002.

SILVEIRA, M., A. (2005). Modelo Fatorial Linear Macroeconômico de Estrutura a Termo da Taxa de Juros: Aplicação Para A Economia Brasileira. *Texto para Discussão*: IPEA, Rio de Janeiro, p.1-53, No 1097, 2005.

SPINOLA, N. *O Futuro do Futuro: pequeno relatório de viagem ao mercado brasileiro de capitais e de trabalho no século XXI*. Editora Futura, São Paulo, 1ª Ed. 1998.

SVENSSON, L. E.O. Inflation Forecasting Targeting: Implementation And Monitoring Inflation Targeting. *National Bureau of Economic Research, Working Papers*, Massachusetts -MA -U.S.A , No 5797 , p.1-39, 1996.

SVENSSON, L.O. Inflation Targeting In a Open Economy: Strict or Flexible Inflation Targeting. *Reserve Bank of New Zeland, Working Papers*, Nº G97/8, p.1-11 ,1997.

TABAK, B. M.; A, TABATA. Surpresa na Política Monetária e a Estrutura A Termo da Taxa de Juros Brasileira. *Economia Aplicada*, Sao Paulo, Vol. 8 Nº.3, p.383-399 2004 .

THORNTON, D.L. Tests Of The Expectation Hypothesis: Resolving Campbell-Shiller Paradox, *Federal Reserve Bank of St Louis, St Louis, Working Paper*, Nº 2003-022, p.1-42, 2005

TZAVALLIE, E.; WICKEUS, M., R. Explaining The Failures Of The Term Spread Models Of The Rational Expectation Hypothesis Of The Term Structure. *Journal of Money, Credit and banking*, Ohio-USA, Vol. 29, Nº 3, p.364-380, 1997.

WALSH, C, E. *Monetary Theory And Policy*. 2a Ed. Cambridge, Massachusetts-USA, Editora MIT PRESS, 1998.

WHITE, H. Asymptotic theory for econometricians. *Economica*, London-UK, New Series, Vol. 55, No. 217, p. 134-135, 1988.