



UFES

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS JURÍDICAS E ECONÔMICAS
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Daiane Rodrigues dos Santos

*Evidência sobre o conteúdo informacional da Estrutura a
Termo da Taxa de Juros no Brasil*
Relação entre a ETTJ e a dinâmica econômica

Vitória
2011

Daiane Rodrigues dos Santos

*Evidência sobre o conteúdo informacional da Estrutura a
Termo da Taxa de Juros no Brasil*

Relação entre a ETTJ e a dinâmica econômica

Dissertação Apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Professor Doutor Ricardo Ramallete Moreira

Universidade Federal do Espírito Santo -UFES

Co-orientador: Professor Doutor Marco Aurélio dos Santos Sanfins

Universidade Federal Fluminense - UFF

Vitória

2011

Daiane, Daiane, R.

Evidência sobre o conteúdo informacional da Estrutura a Termo da Taxa de Juros no Brasil / Daiane, R. Daiane - 2011

113.p

1.Macroeconomia - Relação entre a ETTJ e a dinâmica econômica. I.Título.

CDU xxx.xx

Daiane Rodrigues dos Santos

*Evidência sobre o conteúdo informacional da Estrutura a
Termo da Taxa de Juros no Brasil*

Relação entre a ETTJ e a dinâmica econômica

Dissertação Apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovado em 06 de maio de 2011

BANCA EXAMINADORA

Professor Doutor Ricardo Ramalhete Moreira

Universidade Federal do Espírito Santo -UFES

Professor Doutor Marco Aurélio dos Santos Sanfins

Universidade Federal Fluminense - UFF

Professor Doutor Rogério Arthmar

Universidade Federal do Espírito Santo -UFES

A Deus.

“Deus vai na frente abrindo caminho, quebrando as correntes, tirando os espinhos, ordena aos anjos pra contigo lutar, ele abre as portas pra ninguém mais fechar, ele trabalha pra o que nele confia, Caminha contigo de noite ou de dia (...) ”

Elizeu Gomes

Agradecimentos

Agradeço a Deus, por mais um sonho realizado. “Pedi e recebereis; procurais e encontrareis; batei e vos será aberto, pois quem pede recebe, e quem procura encontra, e, para quem bate, DEUS abrirá todas as portas.” Lucas 11, 1-13.

Agradeço ao meu amado irmão e “pai”, Ulisses Santos, pelo excepcional cuidado e carinho para comigo nos momentos mais importantes da minha vida. À minha amada mãe Marineth, por todos os momentos dedicados a mim, pelo companheirismo e força essenciais na jornada da vida.

Agradeço ao professor e orientador Ricardo Ramallete pela impecável orientação, ao professor e amigo Marco Aurélio Sanfins, pela orientação brilhante, apoio constante e presença fundamental para meu desenvolvimento pessoal e acadêmico, ao amigo Ricardo Bromerschenkel, pelo apoio e ao professor Rogério Arthmar, pelas contribuições.

Aos meus amigos queridos que me acompanharam nesta trajetória, Rafael, Karla, Clariana, Ana Clara, Ana Maria, Carolina, Carla Rocha, Raphisa, Jorcy, Laís, Camila, Érica Dutra, Oldair, Helena, Éricka Moretto, Rogério, Adriana e Fernanda. À minha querida tia Diva, por me dar um lar neste período de estudos.

Aos professores da UFF, Joel, Adrian, Ana Maria, Márcia e Ludmila, pelo apoio e contribuições. Ao amigo Hedmilton Mourão, por me ensinar que sonhos são para serem buscados, mesmo frente a grandes dificuldades. Agradeço ao grupo de oração Servos do Senhor, pelo carinho e acolhimento nestes dois anos de mestrado. A CAPES, pelo investimento que tornou possível a concretização do estudo. Ao professor Pedro Henrique, coordenador do Centro de Estudos da Língua Portuguesa, pelas correções textuais.

Ao Tiago, pois “O valor das coisas não está no tempo que elas duram, mas na intensidade com que acontecem. Por isso, existem momentos inesquecíveis, coisas inexplicáveis e pessoas incomparáveis.” Fernando Pessoa.

Em memória de Leonardo Chieppe, por me mostrar que sou capaz de muito mais que imagino.

Resumo

O presente trabalho pretende discutir a relação entre o *spread*, diferença entre a taxa de juros de longo e curto prazos, e a dinâmica econômica. Especificamente, estudar como o *spread* influencia a taxa real de crescimento do PIB, ressaltado por autores como Harvey (1988), Sims (1972), Bernand e Gerlach (1996) e Estella (2004), entre outros. Verificou-se nas saídas do modelo VAR(6) que a Produção Industrial brasileira é apenas fracamente influenciada pelo *spread*. No entanto, verificou-se que o *spread* é fortemente influenciado pela Produção Industrial, relação esta não realçada pelos autores do referencial teórico. Apurou-se também que o *spread* é fortemente influenciado pelo IPCA, que por sua vez é influenciado fortemente pelo *spread*, confirmando a relação dinâmica ressaltada por Sims (1972), Shousha (2006), Nielsen (2006), entre outros. Nas saídas do modelo dinâmico, VAR(6), também se verificou que o IPCA é fortemente influenciado pela Produção Industrial, que, por sua vez é fracamente influenciada pela série composta pelo IPCA.

Palavras-chave: *PIB, Produção Industrial, IPCA, Spread e Vetores Auto-regressivos-VAR.*

Abstract

The work aims at identifying the relationship between the spread, difference of the long term interest rate in relation to the short term interest rate, and the economic dynamic. Specifically, it studies how the spread has impacted on the gross domestic product real growth rate, phenomenon pointed out by authors such as Harvey (1988), Sims (1972), Bernard & Gerlach (1996) and Estrella (2004), among others. It was verified, in the model VAR (6), that the Brazilian industrial production is weakly influenced by the spread. However, it was observed that the last one is strongly determined through the industrial production. This result is not found in the adopted theoretic approach. Additionally, it was verified that the spread is highly determined from the IPCA, which is, in its turn, strongly influenced through the spread, confirming the relations showed in Sims (1972), Shousha (2006), Nielsen (2006), among others. In the statistics of the dynamic model, VAR (6), it also presented an expressive effect from the industrial production on the IPCA, which, by contrast, is not significantly determining the industrial activity in the sample period.

Keywords: : *GDP, industrial activity, IPCA, Spread and Vector Auto-regressive-VAR.*

Lista de Figuras

3.1	Produção Industrial dessazonalizada - Série original	49
3.2	Produção Industrial dessazonalizada - Variação	49
3.3	P. I. - FAC	50
3.4	P. I. - FACP	50
3.5	Resíduos da função estimada para a variação da Produção Industrial dessazonalizada	52
3.6	IPCA - Série original	53
3.7	IPCA - Variação	53
3.8	IPCA - FAC	55
3.9	IPCA - FACP	55
3.10	Resíduos da função estimada para a variação do IPCA	56
3.11	ETTJ- Modelo de Nelson Siegel(1987)	62
3.12	<i>Spread</i> - Série original	63
3.13	<i>Spread</i> - Série diferenciada	63
3.14	<i>Spread</i> - FAC	64
3.15	<i>Spread</i> - FACP	64
3.16	Resíduos da função estimada para o <i>Spread</i> diferenciado	65
3.17	Resíduos da função GARCH (1,1) estimada para os Resíduos da função AR coef. sig. (1,4 e 7)	67
4.1	VAR - Produção Industrial	77
4.2	VAR - IPCA	79

4.3	VAR - Spread	81
4.4	VAR - Influência das variáveis	83
4.5	Produção Industrial - Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR) .	86
4.6	IPCA - Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)	87
4.7	Spread - Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)	88
4.8	Dinâmica entre as variáveis - Produção Industrial, IPCA e <i>spread</i> . .	89
4.9	A participação do Estado na economia através de estímulos financeiros específicos.	90

Lista de Tabelas

2.1	Probabilidade de uma recessão	23
2.2	Correlação entre as variáveis (09/1999 - 07/2005)	45
3.1	AR da série composta pela Produção Industrial	51
3.2	Critérios de seleção do modelo - Produção Industrial	51
3.3	ARMA da série composta pelo IPCA	55
3.4	Critérios de seleção do modelo - IPCA	56
3.5	Dados utilizados na modelagem da curva de juros do dia 07/07/2010	61
3.6	AR da série composta pelo <i>Spread</i>	65
3.7	Critérios de seleção do modelo - <i>Spread</i>	65
3.8	GARCH - <i>General Autoregressive Condicional Heteroscedasticity</i> . .	66
3.9	Critérios de seleção do modelo - Resíduos <i>Spread</i>	66
4.1	Critério de Informação - Determinação das defasagens do VAR	74
4.2	Identificação dos Ciclos Econômicos - P.I	75
4.3	Identificação dos Ciclos Econômicos - IPCA	78
4.4	Identificação dos Ciclos Econômicos - <i>Spread</i>	80
4.5	Porcentagem de influência das variáveis - Produção Industrial	84
4.6	Porcentagem de influência das variáveis - IPCA	84
4.7	Porcentagem de influência das variáveis - <i>Spread</i>	85
4.8	Dinâmica entre as variáveis - Produção Industrial, IPCA e <i>spread</i> . .	92
B.1	Série: Produção Industrial Modelo: AR - Auto Regressivo	100

E.1	Série: Variação do IPCA Modelo: AR - Auto Regressivo (I)	104
E.2	Série: Variação do IPCA Modelo: AR - Auto Regressivo (II)	104
E.3	Série: Variação do IPCA Modelo: AR - Auto Regressivo (III)	104
E.4	Série: Variação do IPCA Modelo: MA - Média Móvel (I)	105
E.5	Série: Variação IPCA Modelo: ARMA - Auto-regressivos de Média Móvel	105
G.1	Teste Wilcoxon	111
H.1	Série: Spread diferenciado Modelo: AR - Auto Regressivo	113
J.1	Modelo: GARCH (1,2)	116
J.2	Modelo: GARCH (2,1)	116
J.3	Modelo: GARCH (2,2)	117

Sumário

Lista de Figuras	7
Lista de Tabelas	9
1 - Introdução	13
2 - Referencial Teórico acerca da relação entre o <i>spread</i> e a dinâmica econômica	17
2.1 Modelos Pioneiros	19
2.2 Modelos Recentes	32
3 - Modelo Estrutural	48
3.1 Base de Dados	48
3.1.1 Produção Industrial	48
3.1.2 IPCA	53
3.1.3 <i>Spread</i>	57
3.2 Modelo Estrutural	68
4 - Produção Industrial, IPCA e <i>Spread</i>; uma análise multivariada	71
4.1 Modelo VAR - Vetores Auto-regressivos	71
4.2 Escolha das defasagens do modelo VAR	73
4.3 Análise em VAR: Produção Industrial, IPCA e <i>Spread</i>	74
4.3.1 Produção Industrial	74
4.3.2 IPCA	77

4.3.3	<i>Spread</i>	79
4.3.4	Dependência entre as variáveis: Produção Industrial, IPCA e <i>Spread</i>	82
4.3.5	Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)	85
5	- Conclusão	94
A	- Modelos Auto-regressivos de Média Móvel ARMA (p,q)	98
A.1	Modelo Auto-regressivo AR(p)	98
A.2	Modelo de Média Móvel MA (q)	98
A.3	Modelos Auto-regressivos de Médias Móveis - ARMA (p,q)	99
B	- Modelos - Produção Industrial - Série dessazonalizada	100
C	- Critério de AIC	101
D	- Teste de Box-Pierse-Ljung	102
E	- Modelos - IPCA	104
F	- Método de ajuste de funções <i>Cubic Spline</i>	106
G	- Teste de Wilcoxon (Teste não-paramétrico)	109
H	- Modelos - <i>Spread</i>	113
I	- Modelo GARCH	114
J	- Modelos GARCH estimados para os resíduos do AR (1,4 e 7)	116
K	- O conceito Sticky Information (Rigidez da Informação)	118
	Referências Bibliográficas	119

1 - Introdução

O estudo acerca das Estruturas a Termo das Taxas de Juros - ETTJ tem recebido inúmeras contribuições da literatura acadêmica contemporânea, originárias de duas linhas de pesquisa distintas. A primeira possui enfoque na modelagem e identificação de fatores que influenciam a Estrutura a Termo da Taxa de Juros. A segunda linha de pesquisa tem seu interesse no conteúdo informacional da Estrutura a Termo da Taxa de juros.

Existem vários modelos consagrados na literatura acadêmica acerca da primeira linha de pesquisa. Esta se divide basicamente em Modelos de Equilíbrio, de Não-Arbitragem, Modelos de Valor Presente, Modelos de Estimação Lineares e Estimação não Lineares.

Na segunda linha, os trabalhos acerca do conteúdo informacional da Estrutura a Termo da Taxa de Juros nos revelam relações entre a curva de juros e a dinâmica econômica. Harvey (1988), por exemplo, identifica evidências a respeito da relação entre a ETTJ e o crescimento do consumo, ao relacionar a renda e produção industrial holandesa, no período de 1970 e 1980. Como também os trabalhos de Haubrich e Dombrosky (1996) e Bernard e Gerlach (1996) evidenciam que a curva de rendimento dos títulos públicos serve como previsor de recessões futuras na atividade econômica.

Dotsey (1998) relaciona o *spread* (retirado da ETTJ) com o crescimento da produção industrial, mostrando que o *spread* é significativo ao nível de 5%, na previsão do crescimento da produção acumulada no intervalo de até dois anos. Hamilton (2002) revisa a utilidade do *spread* como previsor das mudanças do PIB real até alguns períodos à frente, observando, nos resultados, que entre 1953 e 1998 o *spread*, entre as taxas de curto e longo prazos, contém informações acerca do preço do petróleo, de mudanças nas políticas monetárias e do crescimento do PIB.

Também, Berk (2002) teve como objetivo em seu artigo revisar o conteúdo informacional da Estrutura a Termo das Taxas de Juros, estudado anteriormente, tanto por uma visão neo-clássica como novo-keynesiana. Com a finalidade de munir os agentes formuladores de política monetária de informações, para que estes possam tomar decisões mais seguras com relação às expectativas dos agentes, que atuam no mercado, no que tange à inflação e ao produto nacional.

Os estudos propostos por Estrella (2004) chegam à conclusão de que o *spread* entre as taxas de juros de distintos ativos também seria útil na previsão das variações, tanto nas taxas de juros de curto prazo, bem como da taxa de inflação. Segundo ele, a inclinação da Estrutura a Termo da Taxa de Juros, especificamente o *spread* entre as taxas de juros de longo e curto prazos, tem sido estudada, empiricamente, como um importante previsor de inflação e da atividade econômica (O crescimento do PIB, o crescimento da produção industrial, e os índices de recessão).

Também Galvão (2006) aplica um modelo de previsão para os dados de crescimento do PIB, referente aos Estados Unidos, utilizando como principal indicador o *spread* entre as taxas de juros de curto e longo prazos. Constata que o modelo VAR (SBTVAR) prediz melhor o tempo de uma recessão, que os outros modelos propostos em seu artigo (TBAR, SBVAR, SBTVARc e SBTVAR).

O caso brasileiro foi estudado por Shousha (2006), onde foram encontradas evidências de que a Estrutura a Termo da Taxa de Juros possui conteúdo informacional acerca da atividade econômica, geralmente, para um horizonte de até 12 meses. Segundo a estatística demonstrada, o *spread* entre as taxas de juros de curto e longo prazos está relacionado, essencialmente, com as expectativas de modificações no estado da política monetária.

As premissas teóricas que formarão o embasamento desta dissertação serão apresentadas na seção dois. Na seção três serão feitas as análises univariadas das séries: Produção Industrial, IPCA e *spread*.

É importante evidenciar a diferença entre o *spread*, objeto de estudo do presente trabalho, obtido através da diferença entre as taxas de juros de curto e

longo prazos e o *spread* bancário. O *spread* bancário é a diferença entre o custo de captação de recursos financeiros apurados por um banco e a taxa que ele cobra pela disponibilização destes recursos financeiros aos seus clientes.

Ao contrário do procedimento adotado por outros estudos, que adotam a taxa de juros de longo prazo disponível (de índices publicados) no cálculo do *spread*, no presente trabalho, como principal diferencial, o *spread* entre as taxas de juros de longo e curto prazos foi calculado através da diferença entre a taxa *over* de 1 dia de maturidade e a taxa longa com 2.500 dias de maturidade, sendo que esta última foi obtida através do valor predito para cada curva estimada pelo modelo de Nelson Siegel (1987) utilizando a técnica *Simulated Annealing*, para cada instante de tempo, cujo método será apresentado no capítulo três, criando, assim, a série temporal *Spread*, que será relacionada com as séries compostas pelas variações da Produção Industrial (PI) e Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

No presente trabalho, esta relação é estudada, no capítulo quatro, através do modelo VAR (Vetores Auto-regressivos), onde se tem como objetivo a constatação das premissas teóricas acima mencionadas. Foi confirmado que o *spread* é fortemente influenciado pela Produção Industrial (PI) e pelo IPCA. A Produção Industrial (PI) é, por sua vez, fracamente influenciada pelo *spread* e pelo IPCA. Verificou-se, ainda, que o IPCA é fortemente influenciado pelo *spread* e pela Produção Industrial (PI).

A principal relevância estatística do trabalho está no fato de usar um modelo de simulação estocástica, *Simulated Annealing*, e o modelo de Nelson Siegel (1987) para modelar a curva de juros, usando esta curva na obtenção do *spread*, fato que supre a lacuna de dados disponíveis, como por exemplo no caso brasileiro, onde não há disponibilidade desses dados, pois títulos com vencimentos muito longos não possuem liquidez (volume de negócios) suficiente.

Sua relevância econômica está no fato de o modelo tornar possível a estimativa de taxas de longo prazo para obtenção do *spread*, onde faltam dados. Esta característica transforma o modelo em ferramenta alternativa de análise para agentes econômicos como *policymakers*, investidores e outros agentes. Tendo em vista que como ferramenta de análise econômica, para o *policy maker*, estas informações

são relevantes na tomada de decisão acerca da taxa de juros, para o combate a inflação e estabilização econômica. Para os investidores, estas informações são relevantes pois indicarão onde alocar seus investimentos, no mercado de capitais ou no setor produtivo. Para os demais agentes econômicos servirá, por exemplo, para a tomada de decisão acerca da transferência de consumo corrente para consumo futuro ou vice e versa.

2 - Referencial Teórico acerca da relação entre o *spread* e a dinâmica econômica

Os trabalhos acerca do conteúdo informacional da Estrutura a Termo da Taxa de Juros nos revelam uma relação entre a curva de juros e a dinâmica econômica. Na sequência serão apresentados alguns desses trabalhos, em consonância com o enfoque desta dissertação. Cabe observar que a bibliografia aqui utilizada está longe de ter esgotado todas as obras que seriam imprescindíveis em um estudo aprofundado da linha de pesquisa que propõe o estudo do conteúdo informacional da ETTJ. Na verdade, utilizam-se os artigos essenciais à compreensão dos elementos aqui propostos. O presente capítulo está dividido em duas seções: uma apresentando os modelos pioneiros e a outra apresentando os trabalhos que usam modelos mais recentes.

Para tornar clara a dinâmica apresentada nos trabalhos descritos a seguir por hora serão apresentadas algumas premissas econômicas.

O *spread* é definido como sendo a diferença entre a taxa de juros de longo prazo e a taxa de juros de curto prazo, portanto, se o *spread* aumenta, ou é porque a taxa de curto prazo diminui, ou a taxa de longo prazo aumenta, ou ambos. No primeiro caso, tem-se a taxa de juros de curto prazo controlada pelo banco central, no segundo, tem-se a taxa de juros respondendo a expectativas. E, naturalmente, vice-versa, em caso da diminuição do *spread*. No caso brasileiro, se o *spread* é elevado em função da alta taxa de juros de longo prazo, isso se deve, provavelmente, devido a expectativas na taxa Selic - taxa básica utilizada como referência pela Política Monetária - no futuro.

Os investidores usam o *spread*, como informação, para tomar decisões em relação a onde alocar seus investimentos, isto é, no mercado financeiro ou setor produtivo. Logo o *spread* pode influenciar o PIB, positiva ou negativamente, de acordo com as decisões dos investidores.

Por hipótese, no caso brasileiro, se o Banco Central do Brasil diminuir a Selic, seguindo a dinâmica econômica, os investidores deslocarão seus investimentos do mercado de capitais para o setor produtivo, levando ao aumento do PIB. Da mesma forma, se os juros de longo prazo caem, diminuindo o *spread*, haverá deslocamento de investimentos do mercado de capitais para o setor produtivo, aumentando, assim, o PIB. Caso contrário, se a taxa de juros de longo prazo aumenta, devido a expectativas negativas, aumentando o *spread*, haverá realocamento de recursos do setor produtivo para o mercado de capitais, levando a uma queda do PIB. O mesmo efeito, isto é, diminuição do PIB ocorrerá quando o *spread* diminuir em função do aumento da taxa de juros de curto prazo.

Chama-se atenção para a dinâmica da causalidade do *spread*, que causa aumento do PIB tanto quando aumenta em função da diminuição da taxa de curto prazo, como quando diminui em função da queda da taxa de juros de longo prazo. E causa diminuição do PIB tanto quando diminui em função do aumento dos juros de curto prazo, como quando aumenta em função do aumento dos juros de longo prazo.

De forma dinâmica, por hipótese, quando os *policymakers* em suas reuniões decidem aumentar a taxa de juros como política monetária, os agentes econômicos esperam também aumentos da taxa de longo prazo, esperando que os *policymakers* continuem tomando medidas de contenção inflacionária. Logo, o *spread* pode servir como previsor da inflação, assim como, o índice de inflação pode servir como previsor do *spread*.

A Produção Industrial, como variável explicativa da série IPCA, tem como hipótese os desdobramentos dos estudos de Phillips, que já confirma essas relações.

A divisão do capítulo que compreende o Referencial Teórico se dá da seguinte forma: A primeira parte do referencial teórico trata de alguns modelos pioneiros, onde as hipóteses acima mencionadas serão estatisticamente comprovadas com dados da União Européia, Estados Unidos e Brasil. Na segunda parte do referencial serão apresentados modelos mais complexos, a partir de 2001, que já incorporam muitas das premissas adotadas e consolidadas nos trabalhos pioneiros e apresentam análises alternativas aos trabalhos escritos anteriormente.

2.1 Modelos Pioneiros

Harvey (1988), em seu artigo, identifica evidências acerca da relação entre a Estrutura a Termo e o crescimento do consumo, ao relacionar a Estrutura a Termo com a renda e a produção industrial holandesa, verificando que a Estrutura a Termo pode ser usada como previsora da variabilidade do consumo, relação essa evidenciada, principalmente, no período de 1970 e 1980. Harvey (op. cit.) segue as premissas de Fisher (1907), no que tange ao conceito de taxa de juros, onde a taxa nominal de juros é o produto entre a taxa de juros real e a taxa de inflação esperada. Considera-se o risco constante e propõe-se uma equação onde a variação do consumo $\Delta C_{t+i:t+j}$ é o logaritmo da relação entre o consumo de dois períodos e esta variável se relaciona positivamente com o logaritmo da relação entre o retorno do ativo em dois períodos $ys_{t,j}$, e positivamente com o logaritmo do retorno no mesmo período elevado ao período anterior, $r_{1,t}$, acrescido de um dado erro de previsão $u_{j,t+j}$, o que demonstra a relação linear entre o retorno esperado do ativo e o crescimento do consumo esperado, como demonstrado na equação principal descrita por Harvey (1988).

$$\Delta C_{t+i:t+j} = \beta_0^j + \beta_1 E[ys_{t,j}] + \beta_2 E[r_{1,t}] + u_{j,t+j} \quad (2.1)$$

Harvey (1988) constatou que a Estrutura a Termo fornece resultados excepcionais em relação aos instrumentos de previsão do consumo até então usados.

Segundo Ireland (1996), a relação entre a rentabilidade dos títulos públicos e a inflação já era percebida por Fisher (1907). Na teoria Fisheriana, variações na rentabilidade dos títulos públicos são originadas de duas fontes: as alterações em tempo real das taxas de juros e mudanças na inflação esperada. Como é complexa a observação direta da taxa de juros real, segundo Harvey (1988), Fisher argumenta que esta pode ser observada através do consumo agregado. É gerada, então, uma função utilidade, onde a taxa de juros real serve como um preço intertemporal que mede o quanto será consumido e investido tanto no presente $t=0$ quanto no futuro $t=1$; essa função gera uma curva de indiferença, $U(C_0, C_1)$, onde a inclinação é dada pela taxa marginal de substituição intertemporal, de acordo com

a equação:

$$U(C_0, C_1) = \ln(C_0) + \beta \ln(C_1) \quad (2.2)$$

O ponto que maximiza a utilidade do investidor é o ponto onde os pares de consumo, presente e futuro, são tangenciados pela restrição orçamentária. Após esse processo, pode-se então utilizar a equação de Fisher para estudo dessa relação, isso se, e somente se, a taxa de juros real seja estável ao longo do tempo.

Ainda segundo Ireland (op. cit.), o modelo de Fisher aprimorado por Lucas (1978) garante que os movimentos das taxas de rentabilidade dos títulos governamentais de longo prazo reflitam as mudanças nas expectativas inflacionárias, se, e somente se, as taxas de juros forem estáveis e o prêmio de risco (termo de covariância) pequeno.

O interesse na função da taxa de juros como previsora na economia foi intensificado também com o trabalho de Sims (1972), onde a estimação do modelo Vetor Auto-Regressivo (VAR = Vector Autoregression System) foi usado com dados do pós-guerra para os Estados Unidos, empregando variáveis tais como o nível da produção industrial, o índice de preços no atacado e o estoque de moeda.

Sims (1972) advertiu que a expansão do estoque de moeda era relevante para explicar variações na produção industrial, mais especificamente, esta variável explicava, de certa maneira, a variância da produção industrial em um horizonte de 48 meses. No entanto, quando a taxa de juros dos títulos comerciais era incluída no seu modelo, quase todo o poder explicativo do estoque de moeda transferia-se para a taxa de juros, que passava a explicar, então, parte da variância da produção industrial no mesmo horizonte de 48 meses, Sims (1972) *apud* Rossi (1996).

O trabalho escrito por Haubrich e Dombrosky (1996) também evidencia que a curva de rendimento dos títulos públicos - relação entre o rendimento dos títulos federais e sua maturidade - é um dos indicadores mais monitorados pelo mercado financeiro. No artigo, expõem que a curva de rendimento dos títulos públicos pode servir como previsora de recessões futuras na atividade econômica. Além de comparar as previsões da curva com o registro histórico e avaliar o seu rigor em

relação a outras previsões, afirmam que caso as taxas de juros de curto prazo esperadas sejam menores do que as de curto prazo correntes pode haver recessão no futuro. Para essa conclusão, além de uma análise descritiva dos dados, Haubrich e Dombrosky (op. cit.) usam uma regressão para confirmar os resultados descritos em trabalhos anteriores, como o de Harvey (1988) mencionado acima, mas de uma maneira eclética, chegando a resultados semelhantes aos estudos que serviram como ponto de partida.

Haubrich e Dombrosky (1996) desenvolveram um gráfico de dispersão, onde é relacionado o crescimento do Produto Interno Bruto e o *spread* entre as taxas de curto e de longo prazos, onde é constatada a relação positiva entre as duas variáveis.

Segundo Haubrich e Dombrosky (1996), ao analisar diretamente os dados, pode-se perceber que, na maioria das ocasiões, uma variação positiva do crescimento do PIB é, geralmente, precedida por um aumento do *spread*. Esse aumento do *Spread* ocorre devido à diminuição dos rendimentos dos títulos de curto prazo. Para a confirmação desta relação, de uma forma quantitativa, Haubrich e Dombrosky (op. cit.) usando a regressão abaixo (2.3), confirmaram que aumento de 1% do *spread* leva ao crescimento de 2,8 % (1,8399 + 0.9791) do PIB real (americano). O R^2 igual a 0,291 indica que muito da variação do crescimento do PIB real ainda tem que ser explicado.

$$\text{Crescimento do PIB real} = 1,8339 + 0,9791 \text{ Spread} \quad (2.3)$$

As evidências obtidas por Haubrich e Dombrosky (1996), nas pesquisas, sugerem que tanto a sincronia como o grau de relação entre a curva de rendimento e atividade real mudaram ao longo do tempo. Basearam essa afirmação mediante análise das correlações entre a curva de rendimentos e o crescimento real do PIB.

Segundo Bernard e Gerlach (1996), para explicar a relação entre a inclinação da Estrutura a Termo e o crescimento econômico real, existem duas hipóteses concorrentes. A primeira é que esta relação é decorrente dos efeitos da política monetária. Quando o Banco Central “aperta” a política monetária, elevando as taxas de juros de curto prazo, diminui o *spread*, que é a diferença entre as taxas de juros

de longo e curto prazos, levando os agentes, devido ao aumento da taxa de juros de curto prazo, a retirarem o investimento do setor produtivo e o realocarem no mercado de capitais, onde renderão juros mais atrativos. Como consequência da diminuição do *spread*, o crescimento do PIB também diminuiu, levando a um ambiente recessivo.

A hipótese alternativa, segundo Bernard e Gerlach (1996), é que, como o efeito da política monetária demora cerca de dois anos para ser integralmente verificado, em um segundo momento, os agentes modificam suas expectativas futuras em relação às taxas de juros de longo prazo, conseqüentemente, essas também aumentam, ocasionando agora um aumento do *spread*. Este aumento do *spread*, devido ao aumento da taxa de juros de longo prazo, leva a uma nova diminuição do crescimento do PIB, visto que os agentes agora também investem no mercado de capitais de longo prazo, deslocando, assim, recursos do setor produtivo. Relação esta não abordada por Haubrich e Dombrosky (1996).

A primeira hipótese associa a inclinação da curva com a política monetária, a segunda enfatiza as expectativas acerca da inflação como causadoras da inclinação, porém ambas são intimamente relacionadas e não excludentes. Por consequência, é difícil distinguir as duas hipóteses economicamente.

Bernard e Gerlach (op. cit.) usaram os mesmos modelos propostos nos trabalhos de Hardouvelis (1991) e Estrella e Mishkin (1995) *apud* Bernard e Gerlach (op.cit.), onde a probabilidade de recessão é uma variável *dummy*, que assume dois valores possíveis, zero ou um, onde um significa recessão e zero expansão. Conforme a equação proposta no artigo.

$$P_t = F(\alpha + \beta \text{spread}_{t+k}) \quad (2.4)$$

Onde, P_t é a probabilidade de uma recessão ocorrer, subordinada ao valor observado do *spread*, F é a função cumulativa normal, e o k mede o tempo em *lags*.

No texto de Bernard e Gerlach (op. cit.), foi apresentada a competência da Estrutura a Termo para prever recessões em oito países (Bélgica, Canadá, França, Alemanha, Japão, Holanda, o Reino Unido e Estados Unidos). Os resulta-

dos foram descritos na Tabela (2.1).

Tabela 2.1: Probabilidade de uma recessão

<i>Spread</i>	Bélgica	Canadá	França	Alemanha	Japão	Holanda	Reino Unido	E. U.
4%	10%	2%	6%	0%	19%	21%	5%	0%
3%	18%	4%	11%	2%	20%	28%	9%	2%
2%	29%	9%	17%	7%	22%	36%	14%	8%
1%	43%	16%	25%	20%	24%	44%	21%	21%
0%	57%	25%	34%	41%	25%	53%	30%	41%
-1%	71%	37%	45%	66%	27%	62%	40%	64%
-2%	82%	51%	56%	85%	29%	70%	51%	83%
-3%	90%	64%	66%	95%	31%	77%	62%	94%
-4%	95%	76%	76%	99%	33%	83%	72%	98%

Fonte: Bernard e Gerlach (1996)

Bernard e Gerlach (1996) encontraram evidências de que a inclinação da curva de juros fornece informações acerca de recessões futuras em todos os oito países estudados, contudo, existem diferenças notórias entre eles: o conteúdo da informação parece ser consideravelmente mais elevado na Alemanha, no Canadá e nos Estados Unidos do que nos outros países. Além disso, o conteúdo informacional parece relativamente limitado no Japão.

Segundo as estatísticas descritas na tabela(2.1) por Bernard e Gerlach (1996), a Alemanha é o país com o poder de predição mais forte. À medida que o *spread* tende a um percentil negativo, há uma elevação na probabilidade de recessão. No primeiro período analisado as taxas de juros de longo prazo estão 4% acima das taxas de juro de curto prazo, ou seja, o *spread* é de 4%. O que indica que a probabilidade de uma recessão oito períodos a frente (no final do segundo ano) é de 0%, quando o *spread* é de 2%, a probabilidade é de 7%, e quando o *spread* é de 0% a probabilidade é de 41%. Quando as taxas de curto prazo são de 1% acima das taxas de longo prazo, a probabilidade de uma recessão sobe para 66%. Quando o *spread* é de -2%, a probabilidade é de 85%. Finalmente, com um *spread* negativo de 4% a probabilidade de que a economia estará em recessão no final do período de 2 anos é de 99%.

Os resultados, em resumo, foram os seguintes: primeiro, a curva de rendimento fornece informações sobre a probabilidade de recessão futura em todos os países. Em segundo lugar, os *spreads* são úteis para prever recessões com dois anos de antecedência. Em terceiro, o resultado não é igual para todos os países, em alguns a informação é limitada, fato que não compromete o êxito do estudo.

Rossi (1996) argumenta que, como as taxas de juros de curto prazo respondem à política monetária e essas taxas afetam as taxas de longo prazo, as quais são importantes nas decisões de investimento do setor privado, é importante que se estude os *spreads* formados por essas taxas.

Em seu texto, Rossi (1996) apresenta dois motivos para se acreditar que o *spread* entre, por exemplo, as taxas de juros dos papéis comerciais e das Letras do Tesouro é útil como previsor do rumo da economia. São eles: A hipótese do risco de falência, onde o *spread*, por representar a percepção do mercado sobre o risco de falência na economia, pode indicar uma recessão. Uma segunda hipótese é a da política monetária, onde é sugerido que o *spread* seja um bom previsor, pois contem informação da postura da política monetária.

Rossi (op. cit.), além de evidenciar uma relação entre o *spread* das taxas de juros de curto e de longo prazos e as variações futuras das taxas de curto prazo, introduz um modelo de valor presente com restrições nos parâmetros, onde é fornecida a relação entre a taxa de juros corrente de longo prazo e a inflação futura, também com base na equação de Fisher (1907). Faz, ainda, um estudo de caso dos Títulos com Desconto Puro (cupom zero), da Taxa de Juros Futura Previamente Contratada (*Forward Rate*) e dos Títulos do Governo com cupom.

Com relação ao caso dos Estados Unidos, apesar da análise minuciosa feita pelo modelo de valor presente para a Estrutura a Termo da Taxa de Juros, o seu desempenho no teste empírico deixou a desejar, ou seja, a hipótese de relação causal foi rejeitada. Rossi (1996) ressalta, ainda, que o modelo foi rejeitado em muitos trabalhos que utilizaram dados do pós-guerra para a economia americana e que até 1914, ano que foi instituído o *Federal Reserve Bank* (banco central norte-americano - Fed) o resultado era favorável.

No caso brasileiro, Rossi (op. cit.) argumenta que foi difícil aplicar a metodologia discutida, pois a experiência inflacionária inviabilizou os investimentos financeiros de longo prazo naquele período. Somente após a implementação do plano real e, por consequência, a diminuição da inflação é que se tornaram viáveis as aplicações em ativos financeiros de longo prazo. Com apenas oito títulos com vencimentos líquidos, o teste de hipótese não rejeita a alternativa onde é significativa a dependência entre a inflação futura e o *spread*, porém, por só se terem dados a partir de abril de 1995, a dependência entre o *spread* e a inflação, segundo Rossi (op. cit.), deve ser vista como uma mera ilustração da aplicação do modelo.

Como outros pesquisadores, Goodfriend (1998) denota seu interesse acerca do poder preditivo da Estrutura a Termo das Taxas de Juros no que tange a formulação de política monetária. Entende-se que o poder da política monetária é exercido através das taxas de curto prazo, não das taxas de longo prazo, e estas contêm um prêmio para a inflação esperada, portanto, serve como indicador da credibilidade do Banco Central, no que se refere à contenção da inflação futura, ou seja, se o Banco Central atuará nos próximos períodos para conter a inflação, se preciso for, e se essa atuação realmente alcançará os resultados esperados.

Goodfriend (1998) argumenta que a expectativa em relação à taxa de longo prazo é adequada para ajudar ao Banco Central a avaliar a sua credibilidade e o grau que a inflação alcançará nos períodos subsequentes. Goodfriend (op. cit.) ressalta que os títulos de longo prazo da dívida americana são considerados conservadores, com preços estáveis e retorno confiável, e que esses mesmos títulos em períodos de inflação acentuada apresentaram grandes variações nos preços e nos retornos. Essa variabilidade do retorno se dá, em parte, pela variação ao longo do tempo das taxas de curto prazo. Medidas essas que o Fed teve que sustentar ao longo da história econômica americana a fim de controlar a inflação.

No momento faz-se necessário esclarecer que o preço dos títulos da dívida americana é inversamente proporcional à taxa paga aos portadores do título e esta taxa está fortemente ligada à taxa básica de juros americana, que é o instrumento de contenção inflacionária, ressaltando que esta taxa tem correlação negativa com a inflação esperada.

Referente à credibilidade do Banco Central norte-americano, Goodfriend (1998) ressalta que em 1981 quando a inflação americana passou a ser maior do que 10%, os preços dos títulos caíram pela metade referente ao preço do mesmo título em 1975. O Fed conseguiu reduzir a inflação para 4% em 1983 e a trouxe para menos de 3% em 1990; no entanto, as taxas de longo prazo continuaram sensíveis aos dados referentes à inflação futura, o que sugere que a credibilidade do Banco Central diminuiu neste período, o recuo das taxas de longo prazo dos títulos em 1998 para baixo de 5% indica que o FED recuperou sua credibilidade ao longo dos quinze anos seguintes.

Para entender melhor o que Goodfriend (1998) supõe acerca da credibilidade do Banco Central em seu artigo, pode-se destacar um trecho do trabalho de Montes e Feijó (2007), onde credibilidade refere-se ao grau de confiança que o público possui em relação à determinação e habilidade da autoridade monetária (Banco Central) em atingir os objetivos anunciados referente à inflação, ou seja, se as políticas (ou planos) são críveis. De maneira ampla, o Banco Central tem credibilidade, quando consegue mediante política monetária manter a inflação próxima do patamar esperado pela sociedade. Caso a inflação se desvie, o Banco Central perde potencialmente a sua credibilidade e com isso as expectativas não seguem para uma inflação futura socialmente aceitável.

Os estudos de Goodfriend (1998) são baseados em duas teorias: a das expectativas e a teoria da decomposição de Fisher, ambas extensivamente avaliadas empiricamente. De acordo com Goodfriend (1998), a teoria das expectativas acerca da Estrutura a Termo propõe que, quando a taxa de curto prazo está abaixo da taxa de longo prazo, deve-se esperar uma subida das taxas futuras de curto prazo, e vice-versa, se assumirmos que as expectativas do mercado são formadas racionalmente. Segundo Goodfriend (op. cit.), esta é a primeira implicação importante da teoria das expectativas da Estrutura a Termo. A segunda refere-se ao tempo de maturação dos títulos de longos prazos; segundo esta teoria, o retorno do título de longo prazo tem dois componentes: o primeiro é o cupom dividido pelo preço do título, ou seja, o rendimento dos juros, o segundo será igual a um período de espera da valorização (ou depreciação, se for o caso) do preço do título dividido

pelo preço de compra de obrigações.

Goodfriend (1998) descreve que a taxa de juros nominal de um título é composta por um retorno real esperado e um dado prêmio destinado a compensar os investidores de uma certa inflação no período de maturação do título. Visão esta concordante com a decomposição de Fisher. Relata ainda que, de acordo com as expectativas racionais, os títulos com maior duração são mais arriscados do que os de curta duração, logo o termo que representa esta compensação é maior nos títulos de longo prazo.

Com relação às experiências dos Estados Unidos, Goodfriend (1998) descreve que depois de ter optado por uma política monetária fortemente apertada no segundo semestre de 1979, o Fed, com base em evidências de um enfraquecimento da economia, manteve as taxas de curto prazo relativamente estáveis em janeiro e fevereiro de 1980. Enquanto isso, as taxas dos títulos de longo prazo saltaram dois pontos percentuais entre dezembro e fevereiro. O “susto” da inflação foi na visão de Goodfriend (op. cit.) o resultado de três fatores: primeiro, a inflação medida pelo índice de preços para o trimestre foi de quase dois pontos percentuais acima do primeiro trimestre de 1980, em parte devido ao segundo choque do petróleo; segundo, a União Soviética, com a invasão do Afeganistão, desestabilizou os mercados financeiros; e terceiro, o Fed hesitou numa política de aperto monetário mediante um enfraquecimento da economia. Essa hesitação gerou dúvidas acerca do interesse do Fed em manter a taxa de inflação em um nível considerável. De qualquer forma, a decisão do Fed de retomar a sua política de aperto monetário veio logo em seguida e foi provavelmente influenciada pelo aumento prévio acentuado das taxas dos títulos de longo prazo precificadas pelo mercado.

Em relação ao período seguinte, Goodfriend (1998) descreve que a recuperação econômica da recessão de 1981-1982 foi robusta, o PIB real americano cresceu 5% de 1983 para 1984, e embora a inflação tenha sido de aproximadamente 4%, as taxas dos títulos de longo prazo subiram de aproximadamente 10% no verão de 1983 para o pico no verão seguinte, cerca de 14%. O Fed aumentou as taxas de juros de curto prazo em linha com as taxas de longo prazo e a curva do rendimento ou em outras palavras a Estrutura a Termo das Taxas de Juros

manteve-se estável.

Segundo Goodfriend (op. cit.), o Fed manteve as taxas de curto prazo no intervalo de 7-8% em 1985 e início de 1986, enquanto o PIB real cresceu 3,3% e os preços aumentaram em cerca de 3,5%. No início de 1986, os preços do petróleo desceram de 28 dólares o barril para menos de 15 dólares por barril. Mediante o cenário econômico, as taxas dos títulos de longo prazo precificadas pelo mercado diminuíram de 12% para 7% entre janeiro de 1985 e abril de 1986. A diminuição de cinco pontos percentuais nas taxas dos títulos de longo prazo sinalizou um grande salto na credibilidade do Fed no que se refere ao compromisso com a estabilização da inflação e provavelmente contribuiu para a decisão do Fed de diminuir as taxas de curto prazo cerca de dois pontos percentuais em 1986.

Referente a atuação do Banco Central, Goodfriend (1998) salienta ser difícil a decisão acerca da dosagem certa na mudança da taxa de juros com a finalidade de conter a inflação, dado que se tem um intervalo entre o “remédio” e a “cura”, portanto, na prática, as mudanças são em “pequenas doses”, para possibilitar a avaliação do resultado corretamente. A Estrutura a Termo das Taxas de Juro pode desempenhar um papel útil na avaliação de como o mercado reage a tais mudanças. Como exemplo, Goodfriend (op. cit.) descreve que caso um banco central tenha credibilidade, então, os agentes podem prever corretamente que um aumento inicial na taxa de curto prazo é sustentável por mais alguns períodos. A trajetória esperada das taxas futuras de curto prazo será absorvida imediatamente pela Estrutura a Termo das Taxas de Juros. Por esse motivo, pode-se usar a Estrutura como referência.

Argumenta ainda que, usando a curva de taxas futuras, um banco central pode ver que o aumento nas taxas de curto prazo traz consigo expectativas de toda uma sequência de aumentos, segundo as teorias propostas. De fato, à medida que os mercados começam a esperar uma sequência de ações, antes mesmo de começar, a política monetária é incorporada na curva, antes mesmo de tal efetivação.

Goodfriend (1998) concluiu seus estudos salientando que a necessidade de políticas monetárias, para prevenir um aumento da inflação e as expectativas

de inflação, coloca um prêmio sobre a taxa de títulos de longo prazo e essa age como um indicador de credibilidade do Banco Central. Ressaltou também que gerir política monetária sobre as taxas futuras de curto prazo irá variar com o compromisso do Banco Central em relação à estabilidade dos preços e à credibilidade, no que tange à manutenção da inflação em um nível considerável.

De acordo com Dotsey (1998), os estudos realizados são altamente relevantes, pois a previsão de atividade econômica é extremamente importante por várias razões. São estas: para que as empresas possam ajustar a sua capacidade de atender à demanda; para as várias agências do governo, quando a previsão de excedentes orçamentais ou *deficits* se torna importante que o Banco Central decida a posição da política monetária que irá praticar futuramente.

Algumas variáveis financeiras são, potencialmente, úteis na previsão de atividade econômica. Os títulos públicos são algumas dessas variáveis, segundo Dotsey (1998), pois em seu rendimento está incorporado a expectativa acerca da atividade econômica futura, e o comportamento de preços pode ajudar a prever o crescimento da economia. O artigo de Dotsey (1998) reforça a visão de que o *spread* é, geralmente, uma variável útil em prever o futuro crescimento do PIB real, mas também indicou que o *spread* se tornou menos útil nos últimos anos.

Dotsey (1998) inicia seus estudos como Haubrich e Dombrosky (1996), propondo uma análise gráfica que relaciona o comportamento do *spread* entre o rendimento dos Títulos do Tesouro, com vencimento em 10 anos, os títulos do Tesouro com vencimento em 3 meses e a taxa trimestral real de crescimento do PIB americano.

Segundo Dotsey (op. cit.), o primeiro item a se notar é que os movimentos da série composta pelo *spread* precedem mudanças no crescimento real do PIB e que essas duas séries são correlacionadas positivamente. Assim, o *spread* então evidencia se o crescimento da produção futura será forte ou fraco. Visto que antecipações e previsões acerca de taxa de inflação maiores (menores) elevadas no futuro são o resultado de expectativas de aquecimento (recessão) da economia e este aquecimento (recessão) da economia é uma variável chave para a definição da taxa básica de juros e esta está por sua vez está ligada ao *spread*.

Diversas vezes, de acordo com Dotsey (op. cit.), quando há um aumento na inflação esperada, o Banco Central atua com uma política monetária contracionista, aumentando a taxa de curto prazo. Quando isso ocorre, a taxa de longo prazo, inicialmente, também aumenta, mas não tanto quanto a taxa de curto prazo, reduzindo *spread*. Posteriormente, a diminuição das expectativas acerca da inflação faz com que a taxa de longo prazo caia e inverta a curva de juros. O resultado do aperto monetário é, muitas vezes, um sinal de recessão futura. Igualmente descrito por Bernard e Gerlach (1996), os agentes, devido ao aumento da taxa de juros de curto prazo, retiram o investimento do setor produtivo e o realocam no mercado de capitais, onde renderão juros mais atrativos. Como consequência da diminuição do *spread*, o crescimento do PIB também diminui, levando a um ambiente recessivo.

Ressaltando que a mecânica apresentada por Dotsey (op. cit.), no parágrafo acima, trata de uma questão dinâmica e do horizonte de tempo sob análise. Há também registros de casos em que o Banco Central inicia um aperto monetário e o *spread* se eleva, ao invés de diminuir como descrito por Dotsey (op. Cit); isto no caso do Banco Central sem credibilidade, onde as expectativas acerca da inflação não se estabilizam e as elevações correntes nas taxas de curto prazo tornam as taxas longas cada vez maiores. Não há uma mecânica única nessa dinâmica, a resposta do *spread* à política monetária depende de questões como relações estruturais entre atividade econômica, inflação, taxas de juros, assim como credibilidade do Banco Central. O que de fato pode ser estabelecido em um cenário onde o Banco Central tem credibilidade elevada é que diante de choques de inflação o *spread* é menos sensível do que em situações onde a credibilidade do Banco Central é baixa. Visto que nestas circunstâncias um aumento na taxa de curto prazo faz com que os agentes “percebam” que haverá queda de inflação no próximo período o que leva para baixo as taxas de juros de longo prazo, diminuindo o *spread*.

Ainda na opinião de Dotsey (1998), quando a atividade econômica é fraca, o Banco Central atua afrouxando a política monetária, reduzindo a taxa de juro de curto prazo. Esta ação, geralmente, faz com que a curva de juros fique mais inclinada, e se houver um aumento das expectativas acerca da inflação, a curva de juros pode subir consideravelmente. O “afrouxamento” da política monetária muitas

vezes resulta em um aumento do crescimento econômico, assim, o resultado de uma política monetária frouxa é muitas vezes seguida de uma maior inclinação da curva de rendimento e aumento da atividade econômica. Se estas forem as únicas razões para os movimentos nos *spreads*, o poder explicativo do *spread* fica pequeno.

Porém, outras razões pelas quais o *spread* pode prever o comportamento futuro da economia é descrito por Rouwenhorst Plosser (1994) *apud* Dotsey (1998), onde o comportamento do *spread* é consistente com a teoria do ciclo econômico real. Em um modelo de ciclo de negócios real, um elevado crescimento econômico implicaria um aumento das taxas reais de juros e por consequência, uma maior inclinação da Estrutura a Termo das Taxas de Juros. Assim, o *spread* pode sinalizar mudanças na economia que não são relacionadas a choques monetários.

O período de amostragem começa em 1955 e se estende até 1997, Dotsey (1998) faz uma regressão simples, como descrita abaixo:

$$(400/k)\ln(y_{t+k}/y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 s_t + e_t \quad (2.5)$$

Onde k são trimestres e podem ser 2, 4, 6, ou 8, y_t é o PIB trimestral e s_t é o *spread* entre o rendimento dos Títulos do Tesouro com vencimento em 10 anos e os Títulos do Tesouro com vencimento em 3 meses.

O primeiro conjunto de resultados obtido por Dotsey (1998) mostra que o *spread* é significativo ao nível de 5%, na previsão do crescimento da produção acumulada no intervalo de até dois anos, quando k é igual a oito, ou seja, exatamente dois anos, só é significativa a relação no nível de significância de 10%. Este resultado é verificado na quase totalidade da amostra, com exceção do período entre 1985 e 1997. Dotsey (op. cit.) ressalta, ainda, que os coeficientes variam ao longo de períodos de amostragem e que, por exemplo, o *spread* é significativo para prever crescimento da produção durante o período de 1973 a 1989.

Outro modelo é apresentado por Dotsey (1998), desta vez é incorporado o termo d_t , que é uma variável *dummy*, esta assume o valor 1 se a taxa de juros se eleva em 50 pontos ou mais nos últimos dois trimestres.

$$(400/k)\ln(y_{t+k}/y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 d_t s_t + \alpha_2 s_t + e_t \quad (2.6)$$

Quando Dotsey (1998) inclui o termo mencionado acima, verifica que a política monetária restritiva não afeta a capacidade de previsão do *spread*.

Com base em uma regressão, ainda mais complexa, contendo outras variáveis, como crescimento da produção, com duas defasagens; taxas de juros de curto prazo, com quatro defasagens, Dotsey (op. cit.) concluiu que: avaliando o período total da amostra, o *spread* é considerável ao nível de significância de 10%, quanto à predição de dois trimestres, porém, não é estatisticamente significativo na predição de quatro trimestres à frente. Um outro resultado obtido foi a confirmação de que o *spread* é útil na predição de quatro trimestres durante o período de 1955 a 1973 e na predição de crescimento de dois trimestres durante o período de 1973 a 1997. No entanto, o *spread*, segundo resultados da regressão, não é estatisticamente significativo no período de 1985 a 1997.

2.2 Modelos Recentes

Chauvert e Potter (2001) seguem as premissas já adotadas em trabalhos anteriores, tomam como direção as evidências empíricas em que a curva de rendimentos pode prever recessões. Essas premissas supõem que a curva de rendimentos em períodos de crescimento econômico, geralmente, é ascendente, e em períodos próximos a recessões esse formato se modifica, ela se torna plana ou até mesmo invertida. Uma das possíveis razões é que a política monetária pode prever recessões e as taxas de longo prazo são as expectativas dos agentes em relação às futuras taxas de curto prazo.

Segundo Chauvert e Potter (2001), o poder de previsão da curva não é estável ao longo do tempo, depende fundamentalmente da resposta da economia aos choques monetários aplicados pelos governos, além disso, alguns fatores como a recompra de títulos da dívida pelo governo pode influenciar o poder preditivo da curva.

O artigo de Chauvert e Potter (op. cit.) propõe quatro modelos, o apresentado a seguir e mais três com modificações propostas por Chauvert e Potter

(2001): com acréscimo de variáveis, com variação nos ciclos de negócios, com componente auto-regressivo e inovações.

O modelo proposto segue os seguintes parâmetros:

$$y_t = \begin{cases} 0 & \text{se } y_t^* < 0; \\ 1 & \text{se } y_t^* \geq 0. \end{cases} \quad (2.7)$$

Onde, y_t^* é o estado da economia, e y_t pode assumir dois valores, se for 0 a economia está em expansão, se for 1 a economia está em recessão.

A regressão que segundo Chauvert e Potter (2001) relaciona a variável y_t^* com um horizonte de previsão k é a seguinte:

$$y_{t+k}^* = \beta_0 + \beta_1 S_t + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Onde, S_t é o spread entre títulos com vencimento em 3 meses e 10 anos, k é o horizonte de previsão e $(\beta_0$ e $\beta_1)$ são coeficientes de regressão e ε_t é independente e identicamente distribuído (i.i.d.).

A partir dessas duas equações segundo Chauvert e Potter (2001) se chega a:

$$P(y_{t+k} \geq 0 \mid S_t, \beta) = \theta(\beta_0 + \beta_1 S_t) \quad (2.9)$$

Onde, $P(y_{t+k} \geq 0 \mid S_t, \beta)$ é a probabilidade condicional de uma recessão no horizonte de previsão k e θ é a função acumulada da distribuição normal padrão.

Chauvert e Potter (2001) usaram dados da economia americana de janeiro de 1950 a março de 2001 com sete ciclos de negócios. Os resultados corroboram com todos os modelos indicando uma relação significativa entre o *spread* e recessões, as previsões são calculadas para um intervalo de 12 meses.

Chauvert e Potter (op. cit.) chegam à conclusão que dentre os quatro modelos propostos, o modelo Probit, que agrega inovação empresarial, ciclos específicos, variância e um componente auto-regressivo têm um ajuste melhor do que o modelo Probit original, que consiste em um modelo de escolha direta.

Em seu artigo, Hamilton (2002) revisa a utilidade do *spread* como predictor das mudanças nas expectativas das taxas de juros futuras e o efeito do prêmio

de risco. Por sua vez, esses indicadores são relevantes na previsão do PIB real até alguns períodos à frente, chamando atenção ao fato de que o primeiro efeito é ligeiramente mais importante quantitativa e estatisticamente do que nos próximos períodos. Nos resultados, Hamilton (op. cit.) observa que entre 1953 e 1998 o *spread*, entre as taxas de 10 anos e de 3 meses das obrigações do Tesouro Nacional, contém informações acerca do preço do petróleo, de mudanças nas políticas monetárias e do PIB real.

Hamilton (op. cit.) atenta para a mesma dinâmica proposta anteriormente no trabalho de Dotsey (1998) e no trabalho de Bernard e Gerlach (1996), em que, quando o *Federal Reserve* adota uma política monetária “contracionista”, de acordo com a hipótese de expectativas, os agentes esperam um aperto de política monetária, que se traduz em um aumento nas taxas de juros de curto prazo. Se os juros de curto prazo atual são maiores do que as expectativas futuras de curto prazo, significa que as taxas de longo prazo devem ser menores do que as taxas de curto prazo. A contração monetária irá afetar diversos setores da economia, provocando, por consequência, a diminuição do crescimento econômico.

Em um dos gráficos, Hamilton (2002) apresenta a propagação do *spread* conjuntamente com uma série composta pelas taxas trimestrais de crescimento do PIB. Verifica que há uma forte relação entre elas e que antes de várias recessões históricas as taxas de curto prazo subiram acima das taxas de longo prazo, um fenômeno, segundo Hamilton (op. cit.), conhecido como curva de rendimentos invertida. Hamilton (op. cit.) argumenta que antes das oito recessões, as curvas se achataram ou inverteram o sentido que estavam percorrendo, ou seja, alteraram a tendência do seu crescimento.

Hamilton (2002) apresenta as seguintes equações de estimação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 \text{spread}_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$y_t^k = (400/k)^{(\ln y_{t+k} - \ln y_t)} \quad (2.11)$$

$$\text{Spread}_t = i_t^n - i_t^1 \quad (2.12)$$

Onde, y_t^k é o crescimento do PIB real no próximo período k , y_{t+k} é o PIB real no período $t + k$, i_t^n e i_t^1 são as taxas dos títulos do Tesouro com ven-

cimento em 10 anos e 3 meses, respectivamente. Constatou que o *spread* tem um poder preditivo com uma defasagem de no máximo sete trimestres. A partir deste modelo, Hamilton (2002) acrescenta variáveis e testa os seus poderes preditivos. Nas próximas equações, além do *spread*, ele acrescenta o PIB dos quatro períodos anteriores e observa que o resultado não varia muito. Em seguida, acrescenta um vetor de variáveis explicativas alternativas, variáveis estas como o preço do petróleo medido pelo aumento do preço do petróleo líquido e a série de taxa dos fundos federais. A partir dessa nova equação evidencia que as previsões acerca do crescimento econômico, agora, passam a ser de dois anos.

Também, Berk (2002) teve como objetivo em seu artigo revisar o conteúdo informacional da Estrutura a Termo das Taxas de Juros estudado anteriormente, tanto por uma visão neo-clássica como novo-keynesiana. Com a finalidade de munir os agentes de mercado e formuladores de política monetária, para que estes possam tomar decisões mais seguras com relação às expectativas dos agentes, que atuam no mercado, no que tange à inflação e ao produto nacional.

Berk (op. cit.) combina a equação de Fisher e a teoria de “*preferred habitat*” proposta no artigo de Modigliani e Sutch (1966) como reescritas abaixo.

$$R_{(n,t)} = E_t[r(n, t)] + E_t[\pi(n, t)] + \phi(n, t) \quad (2.13)$$

Onde, $R_{(n,t)}$ é o rendimento até o vencimento em t , de um título com n períodos de maturidade, E_t é o operador de expectativas ou esperança, $r(n, t)$ é a taxa média de juros reais do período atual relacionada com os próximos $n - 1$ períodos, $\pi(n, t)$ é a taxa média de inflação para os próximos n períodos e $\phi(n, t)$ é o prêmio de risco médio em um período n . Todas as tarifas são expressas em logaritmos naturais, exceto para a taxa de inflação, que é definida como a primeira diferença de dois logaritmos. Berk (2002) argumentou que subtraindo esta equação por uma similar de m períodos, onde $m = 1$ (taxa a vista) se obtém a inclinação da curva de juros entre os períodos n e m .

As equações, segundo Berk(2002), podem ser interpretadas como uma forma simplificada da dinâmica macroeconômica. O modelo proporciona argumentos teóricos para explicar a relação entre a curva de rendimento e alterações na

inflação futura.

Os resultados encontrados por Berk (op. cit.), no que tange à curva de juros como previsor da atividade econômica, não foram muito animadores. Os choques, os fatores institucionais e as mudanças estruturais influenciaram na velocidade de ajuste dos preços, logo, prejudicaram a precisão da previsão. A previsão da inflação mostrou-se, de certa forma, instável, demonstrando que os formuladores de políticas monetárias devem ser cautelosos ao interpretar as informações proposta pela curva de rendimentos.

Os estudos propostos por Estrella (2004) chegam à conclusão de que o *spread* entre as taxas de juros de distintos ativos também seria útil na previsão das variações, tanto nas taxas de juros de curto prazo como da taxa de inflação.

Segundo Estrella (op. cit.) a inclinação da Estrutura a Termo da Taxa de Juros, especificamente o *spread* entre a taxa de longo e de curto prazos tem sido estudada, empiricamente, como um importante previsor de inflação e da atividade econômica, especificamente, o crescimento do PIB, o crescimento da produção industrial, e os índices de recessão. Estrella (op. cit.) constrói um modelo analítico acerca das expectativas racionais, para investigar as razões e os resultados empíricos.

O modelo tem flexibilidade para acomodar várias abordagens acerca das relações macroeconômicas, de modo que permita evitar a dependência de um único paradigma. Um recurso útil do modelo é que ele pode ser resolvido analiticamente, resultando em uma relação restrita entre a Estrutura a Termo e as expectativas de atividade real e inflação. Como descrito por Campbell (1994) *apud* Estrella (2004), este tipo de abordagem faz “a mecânica da solução mais transparente possível”. O modelo é uma combinação entre a curva de Phillips, uma curva IS e uma equação com a finalidade de orientar a política monetária, que pode ser chamada de função de reação, ou seja, a regra de instrumento da autoridade monetária. No modelo, diferente dos até então usados na literatura acadêmica, é incluído um termo estrutural em que é permitido um ou dois vencimentos, cujos rendimentos estão sujeitos a hipóteses de expectativas e aos argumentos da equação de Fisher. Como descrito

na fórmula apresentada por Estrella (op. cit.).

$$R_t = \frac{1}{2}(r_t + E_t r_{t+1}) \quad (2.14)$$

Onde se tem a equação de Fisher para dois vencimentos, ou seja, para uma taxa no eventual período e a expectativa em relação a uma taxa futura.

Os resultados analíticos encontrados por Estrella (2004) mostram que a curva de juros deve auxiliar na predição da produção e da inflação na maioria das circunstâncias, embora o peso exato desta previsão possa variar de acordo com a amostra analisada. Estrella (op. cit.) afirma que as relações entre as variáveis propostas - curva de juros, inflação, produto - em quase na totalidade dos trabalhos empíricos anteriores são encontradas nas equações propostas por ele no artigo em questão.

Estrella (2004) baseia seu artigo em algumas equações ditas como suporte, ao longo dos estudos vai adequando-as para uma melhor previsão, são elas:

A curva IS,

$$y_t = b_1 y_{t-1} - b_2 \rho_{t-1} + \eta_t \quad (2.15)$$

Onde y_t é o hiato do produto (diferença entre o PIB real e o PIB potencial), ρ_{t-1} está relacionado às taxas de juros de longo prazo, η_t é independente, identicamente distribuído e representa eventuais choques. Os valores dos parâmetros estão nos intervalos: $0 < b_1 \leq 1$ e $b_2 > 0$.

A curva de Phillips,

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

Onde π_t é a taxa de inflação, ε_t é independente, identicamente distribuído e representa eventuais choques e $\alpha > 0$.

A curva de reação da política monetária, r_t - equação onde a taxa de juros de curto prazo esta de acordo com o distanciamento da inflação real da meta de inflação, e do PIB real do PIB potencial - chamada também de regra de Taylor (1993).

$$r_t = g_r r_{t-1} + g_\pi \pi_t + g_y y_t + (1 - g_r - g_\pi) \pi^* \quad (2.17)$$

Onde π^* é a meta de inflação e os parâmetros estão nos intervalos: $0 \leq g_r \leq 1$, $g_\pi > 0$ e $g_y > 0$. O que a equação propõe é que quando a inflação ultrapasse a meta e ou quando a produção exceda seu nível sustentável, a taxa de juros r_t deva subir, ou seja, deve haver um aperto monetário e este aperto influenciará as expectativas em relação às taxas ditas de longo prazo.

Por fim, Estrella (2004) testa o modelo com dados econômicos anuais dos Estados Unidos, relaciona o *spread* entre taxas de títulos com cupom zero, a evolução do hiato do produto e a inflação anual. E constata a sua forte relação.

Duarte, Venetis e Paya (2004) usaram dados trimestrais para a zona do Euro, ao longo do período de 1970 a 2000, especificamente, o PIB real e os rendimentos dos títulos governamentais com vencimentos em 10 anos e vencimento em 3 meses, comprovando, mediante aplicação de modelos lineares e modelos alternativos não lineares, que a curva de juros pode servir como um dos principais indicadores da atividade econômica, para aquela economia estudada, concluindo que o poder de previsão é cerca de quatro trimestres à frente.

Segundo Duarte, Venetis e Paya (2004), através da introdução de um limite, se pode capturar uma relação não-linear dentro de um harmonioso modelo paramétrico e então analisar o poder de previsão da curva de juros acerca de uma crise futura através de modelos probabilísticos.

O modelo descrito por Duarte, Venetis e Paya (2004) prevê com mais de 80% de probabilidade o colapso que afetou o Sistema Monetário Europeu (SME) e, posteriormente, a recessão de 1992. O modelo prevê todas as crises europeias com cerca de 70% de probabilidade. As probabilidades vão aumentando quando as recessões vão se aproximando, por exemplo, um dos modelos aplicados por Duarte, Venetis e Paya (op. cit.) atinge uma probabilidade de 91,22% no último semestre da crise de 1992 e em seguida cai para zero.

Nielsen (2006) propõe uma extensão do modelo utilizado por Mishkin (1990) em que é incorporada a variação do tempo, as taxas de juros reais e o chamado prêmio de risco. Os dados coletados são referente a economia do Reino Unido, são dados mensal do período de 1983 a 2004. Os resultados empíricos

mostram que a Estrutura a Termo das Taxas de Juros contém muita informação sobre a inflação futura quando se usa um modelo dinâmico, variando as taxas de juros reais e o risco de inflação (prêmio). Além disso, os resultados indicaram uma potencial ruptura na relação entre a Estrutura a Termo das Taxas de Juros e as expectativas acerca da inflação futura, quando o Banco Central da Inglaterra começou a atentar-se e tomar medidas para conter a inflação.

Equação padrão de Fisher proposta por Nielsen (2006):

$$i_{n,t} = E_t(rr_{n,n+t}) + E_t(\pi_{n,n+t}) \quad (2.18)$$

Onde a taxa $i_{n,t}$ é a soma do valor esperado das taxas de juros reais, $E_t(rr_{n,n+t})$ entre os períodos t e $t+n$, e $E_t(\pi_{n,n+t})$ é o valor esperado da inflação no período t e $t+n$.

O modelo de Mishkin (1990) *apud* Nielsen (2006) é a diferença entre as equações de Fisher nos períodos m e n combinadas com os pressupostos de uma inclinação constante da Estrutura a Termo da Taxa de Juro real esperada $\alpha_{m,n}$ e expectativas racionais $\beta_{m,n}(i_{m,t} - i_{n,t}) + \eta_{m,n,T+m}$, ressaltando que o erro $\eta_{m,n,T+m}$ não é correlacionado no tempo e os coeficientes são estimados por MQO.

Segue a equação proposta:

$$\pi_{m,t+m} - \pi_{n,t+n} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_{m,t} - i_{n,t}) + \eta_{m,n,T+m} \quad (2.19)$$

$$\pi_{m,t+m} - \pi_{n,t+n} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_{m,t} - i_{n,t}) + \eta_{m,n,T+m} \quad (2.20)$$

Onde, $m > n$.

$$\alpha_{m,n} = - [E_t(rr_{m,m+t}) - E_t(rr_{n,n+t})] = \text{constante} \quad (2.21)$$

Se $\beta_{m,n} = 1$, a Estrutura a Termo da Taxa de Juro influencia a taxa de inflação. Neste caso rejeita-se a hipótese nula $\beta_{m,n} = 0$, onde se tem a informação contrária.

$$\eta_{m,n,t+m} = \varepsilon_{m,t+m} - \varepsilon_{n,t+n} \quad (2.22)$$

$$\varepsilon_{j,t+j} = \pi_{j,t+j} - E_t(\pi_{j,t+j}) \quad (2.23)$$

Para $j = m, n$.

O modelo estendido Mishkin (1990) *apud* Nielsen (2006) é derivado da equação de Fisher, acrescido de um prêmio pelo tempo de maturação, ou seja, o risco de inflação.

$$i_{n,t} = E_t(rr_{n,n+t}) + E_t(\pi_{n,n+t}) + rP_{n,t} \quad (2.24)$$

Acrescentando o coeficiente $+\gamma_{m,n}$ multiplicado pela diferença entre a esperança das taxas de juros reais mais o prêmio de risco no tempo m e n , se tem então o modelo de Mishkin estendido.

$$\begin{aligned} pi_{m,t+m} - \pi_{n,t+n} &= \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_{m,t} - i_{n,t}) & (2.25) \\ &+ \gamma_{m,n}[E_t(rr_{m,t+m} + rP_{m,t}) - E_t(rr_{n,t+n} + rP_{n,t})] \\ &+ \eta_{m,n,T+m} \end{aligned}$$

Onde:

$$\begin{aligned} \alpha_{m,n} &= 0 & (2.26) \\ \beta_{m,n} &= 1 \\ \gamma_{m,n} &= -1 \\ \eta_{m,n,t+m} &= \varepsilon_{m,t+m} - \varepsilon_{n,t+n} \\ \varepsilon_{j,t+j} &= \pi_{j,t+j} - E_t(\pi_{j,t+j}) \end{aligned}$$

Segundo Nielsen (2006), ainda há problemas a serem resolvidos no que se refere à modelagem, pois as hipóteses das expectativas racionais afirmam que a taxa de juro de longo prazo é igual à média das taxas médias de curto prazo, acrescida de uma variável no tempo - o prêmio de risco, e este, no entanto, não é observável, logo, precisa também ser modelado.

Em um estudo sobre a hipótese de expectativas, Tzavalis e Wickens (1997) *apud* Nielsen (2006) propõem um modelo muito simples para ser usado neste caso, que se da pela soma do valor esperado da taxa de juro real e o prêmio de risco.

Onde:

$$E_t(rrrP_{j,t+j}) \equiv E_t(rr_{j,t+j}) + rP_{j,t} \quad (2.27)$$

$$E_t(rrrP_{m,t+m}) = \phi + m, j E_t(rrrP_{j,t+j}) \quad (2.28)$$

Porém, segundo Nielsen (2006), o termo $E_t(rrrP_{j,t+j})$ não é observável, no entanto, a equação de Fisher e a hipótese de expectativas racionais implica que:

$$E_t(rrrP_{j,t+j}) = i_{j,t} - E_t(\pi_{j,t+j}) \quad (2.29)$$

$$= i_{j,t} - \pi_{j,t+j} + \varepsilon_{j,t+j} \quad (2.30)$$

$$= r_{j,t+j} + \varepsilon_{j,t+j}$$

Onde:

$$r_{j,t+j} \equiv i_{j,t} + \varepsilon_{j,t+j} \quad (2.31)$$

Usando todos os argumentos e equações descritas acima, Nielsen (2006) chega à equação principal do artigo, escrita abaixo:

$$\pi_{m,t+m} - \pi_{n,t+n} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n}(i_{m,t} - i_{n,t}) + \gamma_{m,n}r_{j,t+j} + \eta_{m,n,T+m} \quad (2.32)$$

Onde:

$$\alpha_{m,n} = 0 \quad (2.33)$$

$$\beta_{m,n} = 1$$

$$\gamma_{m,n} = -(\phi_{m,j} - \phi_{n,j})$$

$$\eta_{m,n,t+m} = \varepsilon_{m,t+m} - \varepsilon_{n,t+n} - (\phi_{m,j} - \phi_{n,j})\varepsilon_{j,t+j}$$

Após coletar os dados, realizar as regressões e seus devidos testes, Nielsen (2006) conclui que, no modelo tradicional, os resultados não seguem um padrão e muitas vezes não são favoráveis. Além disso, o conteúdo informacional

da Estrutura a Termo das Taxas de Juros sobre a inflação futura varia tanto entre países, como ao longo do tempo. A interpretação natural destes resultados, segundo Nielsen (2006), mostra que o modelo usado é mal especificado e / ou que a relação entre a Estrutura a Termo das Taxas de Juros e da inflação futura não é estável.

Já com a equação estendida de Mishkin(1990) *apud* Nielsen (2006), se conclui que a Estrutura a Termo das Taxas de Juros contém informações importantes sobre o futuro da inflação, especialmente se os títulos com longa duração forem considerados, principalmente, no período de 1983 a 1992.

Galvão (2006) aplica um modelo de previsão para os dados de crescimento do PIB, referente aos Estados Unidos, utilizando como principal indicador o *spread* entre as taxas de curto e longo prazos. Constata que o modelo VAR (SBT-VAR) prediz melhor o tempo de recessão dentre os modelos propostos em seu artigo (VAR, TBAR, SBVAR, SBTVARc e SBTVAR). O modelo usado tem a capacidade de captar as mudanças no poder preditivo do *spread* em relação a prováveis recessões.

Segundo Galvão (op. cit.), os dados referentes ao número de empregos formais podem ser utilizados para identificar uma recessão. Os dados utilizados são referentes aos períodos de 1953 até 2002 e o *spread* usa as taxas dos títulos americanos com vencimentos em 10 anos e 3 meses.

O resultado mais relevante foi a verificação de que, com as informações disponíveis até o terceiro trimestre de 2000, foi possível prever a recessão de 2001.

No Brasil, os trabalhos publicados até 2003 apresentam um enfoque distinto dos descritos acima. O foco foi a modelagem e identificação de fatores que influenciassem a curva de juros. Silveira e Bessada (2003), por exemplo, utilizaram a técnica de Componentes Principais, disseminada por Litterman e Scheinkman (1991). Neste artigo, de uma maneira exploratória, foram identificados três componentes: um é responsável pelos movimentos no nível, outro responsável pela inclinação e outro pela curvatura da curva de juros. Essas componentes são capazes de explicar algo em torno de 98% da variabilidade das taxas e geram a possi-

bilidade de interpretação dos movimentos das taxas de juros.

Foram utilizadas as taxas implícitas em contratos de DI futuro e também as taxas prefixadas implícitas em *Swaps*, com prazos de 6, 12, 24 e 36 meses. As taxas utilizadas no exercício correspondem ao período que vai de 16/07/1999 a 28/05/2001.

O aumento do interesse concernente ao uso da Estrutura a Termo da Taxa de Juros, como previsora acerca da dinâmica econômica brasileira, tem como causa a evolução da dívida mobiliária federal desde 2005, quando o Tesouro Nacional concentrou esforços na construção de uma curva de rendimentos prefixada mais longa, a partir da emissão de títulos prefixados com cupons fixos e novos vencimentos relativos a índices de preços, principalmente as Notas do Tesouro Nacional, indexados ao IPCA. Dado que estes títulos são indexados a índices de inflação, a ETTJ correspondente refletirá uma expectativa futura da taxa de inflação.

O caso brasileiro foi estudado por Shousha (2006), onde foram encontradas evidências de que a Estrutura a Termo da Taxa de Juros possui conteúdo informacional acerca da atividade econômica, geralmente, para um horizonte de até 12 meses. Segundo a estatística demonstrada, o *spread* entre as taxas de juros de curto e longo prazos está relacionado essencialmente com as expectativas de modificações no estado da política monetária.

Segundo Shousha (op. cit.), o Comitê de Política Monetária determina a taxa básica de juros da economia brasileira, e esta é uma resposta aos diferentes choques macroeconômicos para atingir a estabilização da economia. Ao observar a curva de juros, nota-se que a parte curta da curva de juros deve ser fortemente influenciada por estes choques. As taxas de longo prazo são determinadas pela expectativa futura das taxas de curto prazo, acrescidas do prêmio de risco de reter tais títulos, também como descrito por Berk (2002). Logo essa dinâmica pode prever variáveis como produção industrial e inflação, já que as expectativas têm extrema relevância na taxa efetivamente negociada no mercado. A regra de Taylor(1993) é usada no trabalho de Estrela, bem como pelo COPON (Comitê) em suas decisões.

O período selecionado por Shousha (2006) para estudar o caso brasileiro

foi de setembro de 1999 a julho de 2005, período após a consolidação do sistema de metas de inflação. No período proposto, o país passou por alguns choques, principalmente nos anos de 2001 e 2002, quando o Banco Central não conseguiu manter a inflação dentro da banda (meta). Em 2001, o Brasil enfrentou a crise energética e a Argentina entrou em recessão afetando a confiança do investidor internacional, enquanto no ano de 2002 ocorreu a crise eleitoral e um aumento da aversão ao risco internacional acrescido de uma forte depreciação cambial.

Observa-se na Tabela (2.2) a matriz de correlação entre: taxas de juros i_t (nos períodos 1, 2, 3, 4, 6 e 12 meses), hiato do produto, Y , taxa de inflação, π , e variação do câmbio nominal, Δe , descrita no artigo de Shousha (2006). A matriz demonstra algumas correlações acima de 0,5 indicando forte correlação.

Para Shousha (2006), assim como descrito por Bernard e Gerlach (1996), Dotsey (1998) e Hamilton (2002), os agentes, devido ao aumento da taxa de juros de curto prazo, retiram o investimento do setor produtivo e o realocam no mercado de capitais, onde renderão juros mais atrativos. Como consequência da diminuição do *spread*, o crescimento do PIB também diminuiu. Observe que esta relação descrita acima está associada às correlações negativas entre as taxas de juros e o hiato do produto, tabela (2.2).

As taxas de juros de curto prazo e a taxa de inflação possuem correlação positiva, visto que, a taxa de juro de curto prazo é instrumento de política monetária para contenção inflacionária e estabilização econômica, relação também observada por Sims(1972).

Tabela 2.2: Correlação entre as variáveis (09/1999 - 07/2005)

	$i_t^{(1)}$	$i_t^{(2)}$	$i_t^{(3)}$	$i_t^{(4)}$	$i_t^{(6)}$	$i_t^{(12)}$	Y	π	Δe
$i_t^{(1)}$	1,00								
$i_t^{(2)}$	0,99	1,00							
$i_t^{(3)}$	0,97	0,99	1,00						
$i_t^{(4)}$	0,93	0,97	0,99	1,00					
$i_t^{(6)}$	0,86	0,92	0,96	0,99	1,00				
$i_t^{(12)}$	0,73	0,80	0,86	0,92	0,97	1,00			
Y	-0,70	-0,67	-0,63	-0,59	-0,52	-0,41	1,00		
π	0,38	0,43	0,46	0,48	0,52	0,56	0,00	1,00	
Δe	-0,21	-0,15	-0,08	-0,02	0,06	0,19	0,14	0,15	1,00

Fonte: Shousha (2006)

Como conclusão, Shousha (2006) afirma que a dinâmica da curva de juros mostrou-se intimamente ligada ao ambiente macroeconômico, porém, o período estudado não foi muito favorável por não haver taxas mais longas, contudo, com a consolidação da estabilização econômica, haveria um mercado de crédito de maior prazo, o que viabilizaria uma compreensão maior da relação proposta.

Wu (2009) para analisar a relação entre política monetária e a curva de juros, no caso brasileiro, usou observações de 2004 a 2008 para formular resultados empíricos. Baseia seus estudos nas seguintes premissas: as decisões das autoridades monetárias são acerca da taxa de juros de curto prazo, contudo, são as taxas de médio e longo prazo que realmente importam para as decisões de consumo e investimento, e, conseqüentemente, a atividade econômica como um todo, e a inflação. Dessa forma, mudanças na taxa básica de juros só terão efeitos sobre a demanda agregada caso elas possuam algum impacto sobre a Estrutura a Termo das Taxas de Juros, ou seja, os agentes participantes do mercado realmente acreditem que essas mudanças se propagarão no futuro.

Segundo Wu (op. cit.), dada as premissas descritas acima, sempre que os participantes do mercado receberem notícias referentes a mudanças nas taxas

de curto prazo, sejam mudanças qualitativas ou quantitativas, modificarão as expectativas com relação ao futuro no que tange à inflação, pois os agentes anteciparão as decisões futuras do COPOM, visto que existe uma meta de controle inflacionário que dita as decisões acerca das taxas de juros, ou seja, o Banco Central consegue fazer com que as taxas de juros mais longas se movam não apenas através das mudanças nas taxas de juros de curto prazo, mas, também, quando há mudanças nas expectativas.

Nas equações descritas por Wu (2009) existem três pressupostos: expectativas racionais, arbitragem e preferência por liquidez.

$$i_t^m = (1 + i_t^1) \prod_{s=t+1}^m (1 + E_t[i_s^1]) \rho_t^m \quad (2.34)$$

Onde i_t^1 é a taxa de juros cobrada em t , por empréstimos com duração de um período e i_t^m com duração de m períodos, ρ_t^m é o prêmio de risco, que compensa a espera do tempo de maturação do investimento. A autoridade monetária possui controle direto das taxas de curto prazo i_t^1 , o que afeta as de longo prazo i_t^m , segundo a relação proposta, dado que possui influência nas expectativas de longo prazo, $E_t[i_s^1]$.

Wu (2009) ressalta ser um problema o fato de as taxas de juros para diferentes vencimentos e a taxa de câmbio serem negociadas em pregão e de forma contínua, dificultando a identificação do momento exato de incorporação das informações, contudo, as outras variáveis IPCA, (π_t) , e produção industrial, (y_t) , são mais precisas, pois as variações são em intervalos discretos e não contínuos como as das taxas de juros.

Observe as hipóteses proposta por Wu (2009):

$$\Delta i_t^m \neq 0, \text{ se } \begin{cases} i_t^1 \neq E_{t-1}[i_t^1]; \\ \pi_t \neq E_{t-1}[\pi_t]; \\ y_t \neq E_{t-1}[y_t] \end{cases} \quad (2.35)$$

Foram testadas as hipóteses utilizando dados diários do intervalo entre o dia 2 de janeiro de 2004 e 30 de dezembro de 2008, em um total de 1239 pregões. Como variáveis dependentes foram usadas as taxas futuras de DI (Depósitos Interbancários), como variáveis explicativas, utilizaram as decisões nas reuniões do

COPOM para a taxa Selic, os índices de inflação do IPCA, IPCA-15, IGP-10, IGP-M e IGP-DI, e os indicadores da produção industrial e do comércio varejista.

Como conclusão foi descrito por Wu (2009) que as variáveis propostas como explicativas influenciam a Estrutura a Termo das Taxas de Juros, contudo, deve-se atentar ao fato de que não foram feitos testes de causalidade entre as variáveis propostas.

3 - Modelo Estrutural

3.1 Base de Dados

Os dados selecionados para a verificação das relações entre o *spread* e as variáveis econômicas proposta, nesta dissertação, foram: (I) a variação da Produção Industrial dessazonalizada, como proxy da variação do PIB; (II) o IPCA, como índice que simboliza a evolução dos preços relativos da economia e a estabilidade da base monetária; (III) o *Spread* gerado através da modelagem da Estrutura a Termo das Taxas de Juros, partindo de uma nova abordagem, proposta por Nelson Siegel (1987), utilizando a técnica *Simulated Annealing*. Esta técnica é hoje um diferencial no que tange a modelagem da ETTJ. Essas variáveis serão estudadas separadamente nas próximas subseções.

3.1.1 Produção Industrial

A Produção Industrial dessazonalizada é uma estimativa do movimento do produto da indústria, em termos físicos, divulgada pelo IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Trata-se de uma análise das quantidades produzidas, cuja base de comparação é atualmente o ano de 2002. A série composta pelos dados originais e a série composta pela variação mensal da Produção Industrial do período de janeiro de 2002 a julho de 2010 podem ser observadas nos gráficos a seguir, Figura (3.1) e Figura (3.2).

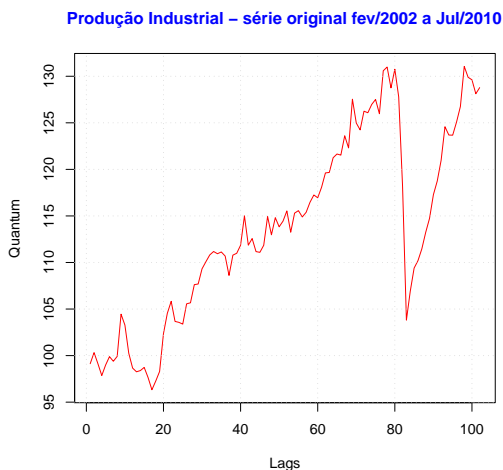


Figura 3.1: Produção Industrial des-sazonalizada - Série original

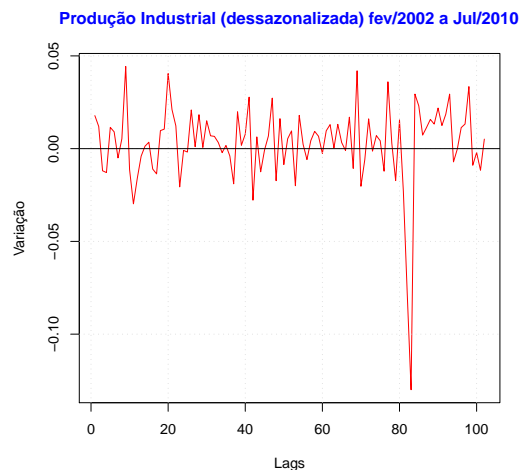


Figura 3.2: Produção Industrial des-sazonalizada - Variação

Usaremos a variação da Produção Industrial dessazonalizada como Proxy para a variação do PIB, pois os dados são divulgados mensalmente, o que proporciona uma amostra maior e garante algumas propriedades estatísticas relevantes para a modelagem e os testes complementares. Com a finalidade de simplificar a leitura, será mencionada no texto posterior como Produção Industrial a série Variação da Produção Industrial. Vale ressaltar que os resultados serão em variações da Produção Industrial, razão pela qual será usado o modelo ARMA ao invés do ARIMA, fato que se verifica em todas as variáveis do presente trabalho.

Como a série composta pelo *Spread* só esta disponível a partir de 2002, onde as negociações de Títulos Públicos de longo prazo no Brasil são relevantes, a série composta pela Produção Industrial será analisada conjuntamente a partir do mesmo ano. Como caráter histórico e político, o período que se inicia em janeiro de 2002 é acima de tudo um momento de transição entre dois ciclos políticos distintos. Nesse ano, 2003, o novo presidente Luís Inácio “Lula” da Silva toma posse.

Análise estatística da série

O primeiro passo é verificar se a série é estacionária e, posteriormente, identificar do modelo a ser ajustado. Isso pode ser feito segundo Morettin (2008),

com base nas funções de auto-correlação e auto-correlação parcial da série composta pela variação da Produção Industrial, no período entre janeiro de 2002 e julho de 2010. Estas funções representam adequadamente as dependências temporais entre as variáveis.

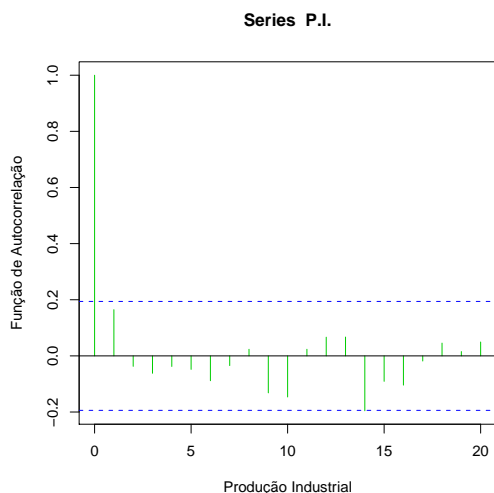


Figura 3.3: P. I. - FAC

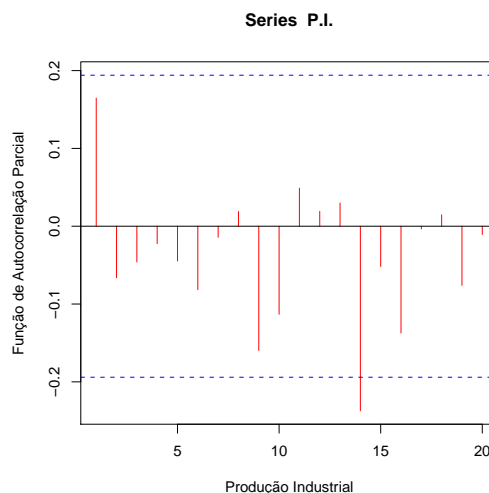


Figura 3.4: P. I. - FACP

Segundo Gujarati (1995), um processo estocástico será estacionário se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre esses períodos. De acordo com o Teste não-paramétrico de Phillips-Perron, e com o teste Dickey-Fuller, com $p\text{-valor} = 0,001$, e $p\text{-valor} = 0,000$ respectivamente, rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade da série, ou seja, a série composta pela variação da Produção Industrial é estacionária.

Observando o gráfico de auto-correlação parcial, Figura (3.4), percebemos que no *lag* 14 há uma auto-correlação (linha vertical) muito próximo do nível mínimo aceitável (linha tracejada no gráfico). Verifica-se, também, no gráfico de auto-correlação, Figura (3.3), uma auto-correlação negativa no *lag* 14, portanto, de acordo com a análise gráfica identificamos um Auto-regressivo de ordem 14, um $AR^1(14)$. Segundo Morettin (2008), usualmente se estima alguns modelos, para, então, se fazer a escolha do modelo que melhor especifica a série estudada.

¹Ver Anexo A - Modelos Auto-regressivos de Média móvel

Inicialmente foram gerados dois modelos² para a comparação, usando o critério de AIC³. O modelo no qual a série esta melhor especificada é um AR (14) sem a presença de intercepto, Tabela (3.1), informação esta que pode ser vista no gráfico auto-correlação e auto-correlação parcial.

Tabela 3.1: AR da série composta pela Produção Industrial

Modelo: AR Com coef. sig.:(14)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	p-valor	Nível de Significância 5%
AR14	-0,19759	0,09643	0,0405	*
AIC	-489,86			

Observam-se na Tabela (3.2), os valores dos critérios de avaliação para cada modelo estimado.

Tabela 3.2: Critérios de seleção do modelo - Produção Industrial

Modelo	AIC	Box-Pierce	Coef. Sig. 5%
AR (1:14)	-472,89	Sim	Não
AR (14)	-487,88	Não	Sim

O teste de Box-Pierce⁴ verifica a auto-correlação dos resíduos estimados. Este teste também é usado para verificar se a série é bem especificada pelo modelo. Segundo as premissas do modelo, se o p-valor for acima de 0,05, os resíduos estimados não são correlacionados, com nível de significância de 5%, o que garante que a série está bem especificada pelo modelo escolhido. O p-valor encontrado para os resíduos é 0,1082, e para o quadrado dos resíduos é 0,07783, estes valores mostram que a hipótese de não correlação dos resíduos e do quadrado dos resíduos não é rejeitada a nível de significância de 5%, ou seja, esta confirmada a escolha feita pelo critério de AIC.

A Figura (3.5) contém os gráficos de auto-correlação e auto-correlação parcial dos resíduos, Observa-se que todas as auto-correlações estão dentro do

²Ver Anexo B - Modelos estimados para a série composta pela Variação da Produção Industrial dessazonalizada.

³Ver Anexo C - Critério de AIC

⁴Ver Anexo D - Teste de Box-Pierse-Ljung

limite. Os gráficos que permitem a visualização da normalidade e da dispersão dos resíduos referente à modelagem da série composta pela variação da Produção Industrial do período de janeiro de 2002 a julho de 2010.

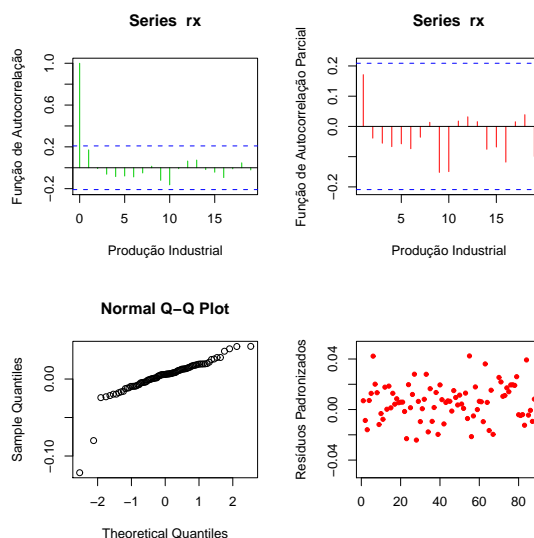


Figura 3.5: Resíduos da função estimada para a variação da Produção Industrial dessazonalizada

Observe a equação que descreve a variação da Produção Industrial no tempo t :

$$PI_t = -0,19759PI_{t-14} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Onde PI_t é a variação da Produção Industrial dessazonalizada no período t . A variação da Produção Industrial no tempo t é influenciada negativamente pela variação da Produção Industrial no período, $t - 14$ e por um erro no tempo t .

Pode-se verificar, por exemplo, que a variação no índice composto pela variação da Produção Industrial dessazonalizada de julho de 2010 em relação a junho de 2010 foi influenciada negativamente pela variação da Produção Industrial do mês de maio de 2009, em relação ao mês de abril de 2009.

A série mensal composta pela variação da Produção Industrial dessazonalizada será estudada, posteriormente, relacionada com a série composta pela Variação do IPCA, e com o *spread*, relação esta esclarecida no capítulo anterior.

3.1.2 IPCA

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA é expresso em número de pontos, número-índice, com base igual a 100 em dezembro de 1993, calculado pelo Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (SNIPC) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. O IPCA foi escolhido porque é o índice mais relevante do ponto de vista da política monetária, por ser escolhido pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) como referência para o sistema de metas para a inflação implantado em junho de 1999. Com a finalidade de simplificar a leitura, a série Variação do IPCA será mencionada no texto como IPCA. A Série original e a série composta pela variação mensal do IPCA no período de janeiro de 2002 a julho de 2010 pode ser observada nas Figuras (3.6) e (3.7).

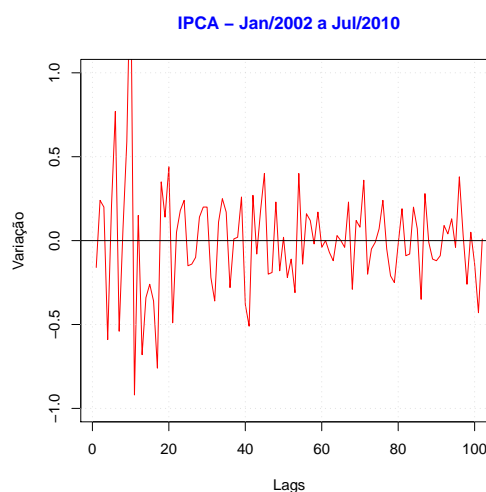
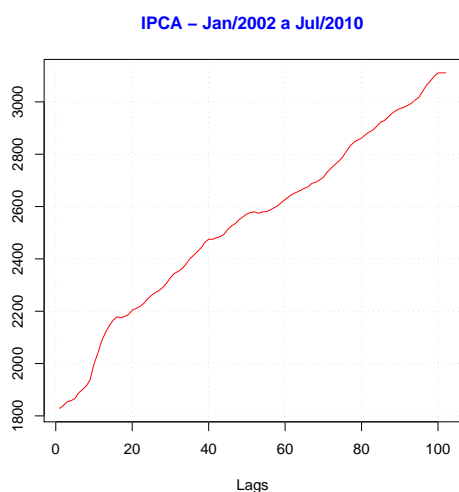


Figura 3.6: IPCA - Série original

Figura 3.7: IPCA - Variação

Segundo o relatório divulgado pelo BACEN, produzido pela Gerin - Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores em 2003, índices de preços são números que agregam e representam os preços de uma determinada cesta de produtos. Sua variação mede, portanto, a variação média dos preços dos produtos desta cesta. Podem se referir, por exemplo, a preços ao consumidor, a preços ao produtor, a custos de produção ou a preços de exportação e importação. Os índices mais difundidos são os índices de preços ao consumidor, que medem a variação do custo de vida de segmentos da população (a taxa de inflação ou deflação).

De acordo com Mesquita et al.(2010), no relatório divulgado também pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) alcançou 3.006,47 em novembro de 2009 e 3.017,59 em dezembro de 2009 (a data-base, correspondente a um índice igual a 100, refere-se a dezembro de 1993). Desses dados se conclui que a taxa de inflação em dezembro de 2009 foi de 0,37% e que a inflação acumulada entre dezembro de 1993 e dezembro de 2009 atingiu 2.917,59%, isto é, os preços medidos por este indicador ficaram 30,1759 vezes maiores no período.

Análise estatística da série

Da mesma forma, aplicou-se os teste não-paramétrico de Phillips-Perron e o teste Dickey-Fuller e com $p - valor = 0,0010$ e $p - valor = 0,0084$, respectivamente. Constatou-se também a estacionariedade da série ao rejeitar-se a hipótese nula de não estacionariedade.

Observa-se, nos gráficos de auto-correlação, Figura (3.8), que há auto-correlações (linhas verticais) que superam os níveis mínimos aceitáveis (linha tracejada no gráfico) e estas auto-correlações decaem acentuadamente a partir do *lag* 1 até o *lag* 4, onde esta se encontra dentro do limite aceitável. No gráfico de auto-correlação parcial, Figura (3.9), observamos uma queda abrupta a partir do *lag* 1 e uma auto-correlação um pouco acima do mínimo aceitável no *lag* 5, portanto, de acordo com a análise gráfica identificamos um Auto-regressivo de Média Móvel com coeficientes: AR (5) e MA(4).

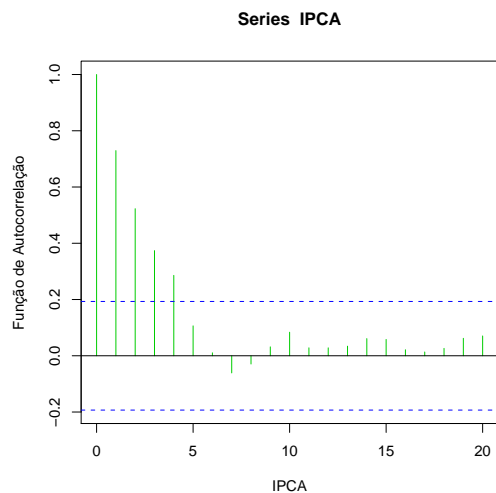


Figura 3.8: IPCA - FAC

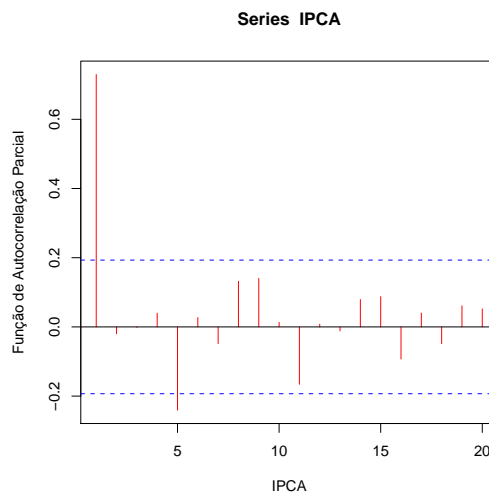


Figura 3.9: IPCA - FACP

A partir das análises Gráficas, foram estimados seis modelos⁵ para a comparação entre os critérios de avaliação escolhidos. O modelo que melhor especifica a série composta pela variação do IPCA é um ARMA com os coeficientes significativos: AR(1) e MA(4), Tabela (3.3). Esta estimação obteve o menor critério de AIC, os resíduos não são auto-correlacionadas e todos os coeficientes estimados são significativos.

Tabela 3.3: ARMA da série composta pelo IPCA

Modelo: ARMA(1,4)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	p-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,7226	0,0693	0,000	*
MA4	0,2470	0,1122	0,0277	*
Intercepto	0,1363	0,0515	0,0081	*
AIC	50,14			

Observe na Tabela (3.4) os valores dos critérios de avaliação para cada um dos seis modelos estimados.

⁵Ver Anexo E - Modelos estimados

Tabela 3.4: Critérios de seleção do modelo - IPCA

Modelo	AIC	Box-Pierce	Coef. Sig. 5%
AR (1:5)	51,87	Não	Não
AR Coef. Sig. (1 e 5)	51,02	Não	Não
AR (1)	51,01	Não	Sim
MA(1:5)	53,37	Não	Sim
ARMA com coef. AR(1), MA(1,2,3,4,e 5)	53,37	Não	Não
ARMA com coef. AR(1) MA(4)	50,14	Não	Sim

A mesma análise usada para a avaliação dos resíduos e do quadrado dos resíduos referente a variação da Produção Industrial foram usadas nos resíduos da estimação da série composta pela variação do IPCA. De acordo com o teste Box-Pierce com $p - valor = 0,7904$ para os resíduos e $p - valor = 0,3983$ para os resíduos ao quadrado, a série composta pelos resíduos não é auto-correlacionada, logo, a série é bem especificada pelo modelo.

A Figura (3.10) contém; os gráficos de auto-correlação e auto-correlação parcial dos resíduos produzidos pela estimação do modelo ARMA(1,4) na serie composta pela variação do IPCA; os gráficos que permitem a visualização da normalidade e da dispersão dos resíduos.

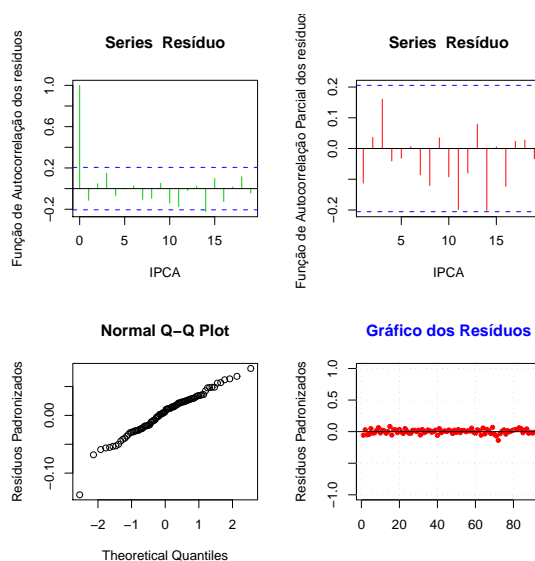


Figura 3.10: Resíduos da função estimada para a variação do IPCA

A equação que descreve a variação do índice de inflação - IPCA no tempo t de acordo com o modelo é :

$$IPCA_t = 0.13631 + 0.72261IPCA_{t-1} + \varepsilon_t + 0.24700\varepsilon_{t-4} \quad (3.2)$$

Onde $IPCA_t$ é a variação do IPCA no tempo t , e essa variação é influenciada positivamente; pela variação do IPCA no tempo $t - 1$; por um erro no tempo t e por um erro no tempo $t - 4$. Portanto, como exemplo, uma variação no IPCA de julho é influenciada pela variação no IPCA de junho, por um erro cometido na estimação de março e por um erro ε_t da própria estimação.

3.1.3 Spread

O *spread* entre as taxas de longo e curto prazo foi calculado através da diferença entre a taxa *over* de 1 dia de maturidade e a taxa longa com 2.500 dias de maturidade. Esta última foi obtida através do valor predito para cada curva estimada pelo modelo de Nelson Siegel (1987) para cada instante de tempo - este método será apresentado nesta parte do capítulo - criando assim a série temporal *Spread*. A maturidade 2.500 dias ou aproximadamente 10 anos de *Duration* foi escolhida, porque para estes níveis de *Duration* as Estruturas a Termo - ETTJ apresentam a tendência de serem *flat*, tornando-se assíntota ao eixo composto pelo *duration*, onde o crescimento do prêmio para a incerteza inerente ao prazo se torna desprezível.

Será apresentado, na sequência, o modelo proposto por Siegel (1987) conjuntamente com o Método de simulação estocástica - *Simulated Annealing* e o método de ajuste de funções - *Cubic Spline*. Os dois métodos serão comparados usando o teste de Wilcoxon, para que se tenha evidências acerca do modelo que melhor estima a ETTJ.

Modelo proposto por Nelson Siegel (1987)

A abordagem proposta no artigo de Nelson Siegel (1987) *apud* Ribeiro (2010) explica a Curva de Juros por meio de pesos exponenciais nos fatores. Nesta

abordagem, o modelo proposto representa um grande número de vencimentos, para as taxas de juros como uma função matemática. Como descrito no artigo, as funções podem ser usadas para obter um modelo parcimonioso, representando os principais fatos estilizados, historicamente observados na Curva de Juros: monotonicidade, convexidade e formato em “Sino”, persistência no nível das taxas, maiores volatilidades em maturidades de curto prazo e baixa persistência nos *spreads*.

“As funções matemáticas que podem gerar estes fatos estilizados da Curva de Juros estão associadas a soluções de equações diferenciais ou a diferenças. Denota-se o conjunto de taxas de juros com vencimento em τ de $Y(\tau)$. (...)”Ribeiro (2010). O modelo de Siegel (1987) contém quatro parâmetros a serem estimados: β_1 , β_2 , β_3 e λ .

$$y_t(\tau) = \beta_{1,t} + \beta_{2,t} \left(\frac{1 - e^{\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} \right) + \beta_{3,t} \left(\frac{1 - e^{\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{\lambda_t \tau} \right)$$

As três componentes β_1 , β_2 , β_3 e λ , são capazes de identificar os movimentos no nível, na inclinação, na curtose da curva de juros e o ponto de inflexão, respectivamente. A primeira componente β_1 é associada a movimentos essencialmente paralelos, que ocorrem nos instrumentos com vencimento de longos e curtos prazos, porém com menor intensidade no curto prazo. Litterman e Scheinkman (1991) perceberam que na segunda componente transparece a inclinação da ETTJ. Esta interpretação foi verificada quando se observou a rotação que ocorria em relação a uma curva média. A terceira componente foi denominada curvatura. Conforme descrito por Litterman e Scheinkman (1991) ela está principalmente associada à volatilidade. Essas três componentes, acrescidas de uma quarta, responsável pelo ponto de inflexão da curva, são estimadas pelo método *Simulated Annealing*.

Segundo Ribeiro (2010), um choque no primeiro fator, Nível, impacta de forma uniforme em todas as taxas de juros da curva, ou seja, deslocamento paralelo da Curva de Juros; um choque no segundo fator, Inclinação, leva a mudanças das taxas de mais curto prazo comparativamente às taxas de longo prazo, ou seja, há mudança de inclinação da Curva de Juros; finalmente, um choque no terceiro

fator, Curvatura, tem como resultados deslocamentos diferenciados nas taxas de curto e longo prazos, comparativamente às taxas de médio prazo, ou seja, há uma mudança da curvatura da Curva de Juros.

Simulated Annealing

O *Simulated Annealing* consiste em uma técnica introduzida por Kirkpatrick, Gelatt e Vecchi (1983). O método tem como base a ideia de se aplicar o mesmo princípio que se aplica ao tratamento térmico (aquecimento e gradativo resfriamento) para a solução de problemas de natureza combinatorial, podendo ser considerado um método heurístico melhorativo de busca aleatória na vizinhança. No geral, o *Simulated Annealing* é um algoritmo iterativo muito utilizado para problemas de otimização. Nas palavras de Varela e Ribeiro (2001) (...) “o *Simulated Annealing* consiste num procedimento fiável, para usar em situações em que o conhecimento é escasso ou se aparenta difícil de aplicar algoritmicamente. Mesmo para dar soluções a problemas complexos, esta técnica é relativamente fácil de implementar e normalmente executa um procedimento do tipo *hill-climbing* com múltiplos recomeços. Tipicamente, esta técnica gera um caminho “Markoviano”, em que o sucessor de um ponto atual é escolhido estocasticamente, com uma probabilidade que depende apenas do ponto atual e não da história prévia da busca.”(...)

Seja X^* a solução ótima a ser atingida, retira-se ao acaso uma solução X^* na vizinhança da solução atual X . Se o valor da função-objetivo da sequência X^* for menor ou igual ao valor da função-objetivo da sequência atual X , então X^* passa a ser a nova solução atual. Caso contrário, X^* pode se tornar a nova solução atual de acordo com uma probabilidade dada por:

$$P(k) = e^{-\Delta/\tau}$$

Onde, Δ é a diferença entre as medidas de desempenho das duas soluções e τ é o parâmetro denominado temperatura.

A aplicação do *Simulated Annealing*, para a solução do problema de otimização, requer a tomada de decisões específicas para cada problema, como a

determinação de métodos de geração da solução inicial; a definição da vizinhança a ser considerada; a porcentagem da vizinhança analisada; temperatura inicial; a condição de parada, entre outras.

A metaheurística (procedimentos destinados a encontrar uma boa solução, eventualmente, a ótima) *Simulated Annealing* permite a mudança de uma solução para outra na vizinhança com um desempenho menor quanto à função-objetivo adotada, possibilitando um movimento adverso a um eventual ótimo local. A temperatura T é geralmente alta nos estágios iniciais, permitindo mudanças de soluções atuais com desempenho inferior. O valor de T decresce gradativamente como já escrito a cima, alcançando um valor próximo de zero, de modo que a troca de uma solução atual só é permitida quando for encontrada uma solução vizinha com desempenho superior.

O método *Simulated Annealing* tem sido objeto de grande interesse nas áreas científicas em função de aplicações bem sucedidas citadas na literatura das mais diversas áreas. Exemplos de aplicações dessas técnicas são encontrados em: Ishibuchi, Misaki e Tanaka(1995); Osman e Potts(1989) ; Park e Kim(1998); e Zegordi, Itoh e Enkawa(1995).

Segundo Varela e Ribeiro (2001), em procedimentos do tipo *Simulated Annealing*, as sequencias das soluções não tendem linearmente para um ótimo local, como acontece em outras técnicas de pesquisa local. Sendo assim, verifica-se que as soluções traçam um percurso ou trajeto variável, através de um dado conjunto de soluções possíveis e este percurso tende a ser guiado numa direção “favorável”. Pode-se, então, de forma simples, descrever que o método *Simulated Annealing* possui o atrativo de poder otimizar problemas com um grande número de parâmetros, especialmente, quando se deseja a obtenção do mínimo ou máximo global de um sistema. Por esse atrativo este será o método utilizado.

A modelagem da ETTJ

Para modelar cada Estrutura a Termo - ETTJ - foi utilizado no processo de otimização a seguinte função perda:

$$\hat{\beta}_t = \min \sum_{\tau} [Y_t(\tau) - y_t(\tau)]^2$$

$Y_t(\tau)$ é a taxa observada no instante t para todos níveis de τ (*Duration*), $y_t(\tau)$ é valor da curva de Nelson Siegel.

Os dados utilizados para a formulação de uma das curvas foram acessados do site da BM& F. disponível em: <http://www2.bmf.com.br/pages/porta1/bmf-bovespa/boletim1/SistemaPregao_Net1.asp?Data=07/07/2010&Mercadoria=D11>.

Acessado em vinte e um de março de 2010.

Tabela 3.5: Dados utilizados na modelagem da curva de juros do dia 07/07/2010

Cod.	PU	Duration	Codi.	PU	Duration	Cod.	PU	Duration
Q10	99.333,84	18	N11	89.701,46	248	F14	67.331,58	879
U10	98.444,17	40	V11	87.047,73	313	F15	60.007,45	1.132
V10	97.559,86	61	F12	84.659,54	375	J15	58.347,77	1.193
X10	96.729,87	81	J12	82.267,37	438	F21	30.543,91	2.636
F11	94.908,92	124	N12	79.907,69	500			
J11	92.284,63	186	F13	75.492,30	626			

Para visualização de uma das curvas, aplicamos o modelo de Nelson Siegel (1987) aos dados - que estão na tabela acima - obtendo assim a seguinte curva:

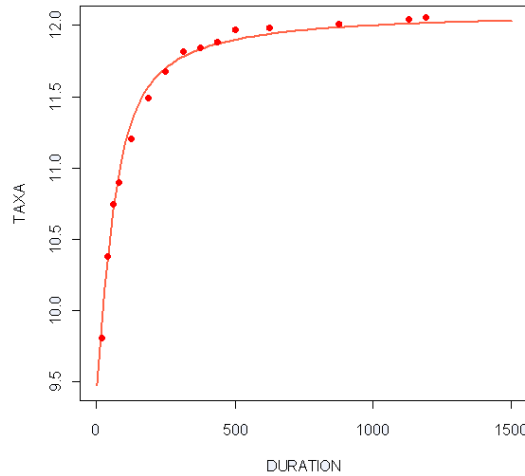


Figura 3.11: ETTJ- Modelo de Nelson Siegel(1987)

A abordagem proposta neste trabalho foi aplicada às Taxas *Spot* - Consiste nas taxas de investimento para um dado período de tempo com início hoje e término em n unidades de tempo. A taxa *Spot* é, também, denominada taxa à vista, negociada no momento, para um determinado período t .

Para a verificação acerca do melhor modelo a ser usado para a estimação e modelagem da ETTJ, foram retiradas no total oitenta e cinco curvas de amostra, do dia 03/05/2010 ao dia 27/08/2010 empregando o método proposto por Nelson Siegel(1987), usando o *Simulated Annealing* e empregando o método de ajuste de funções *Cubic Spline*⁶.

De acordo com o teste Wilcoxon,⁷ com nível de significância $\alpha = 5\%$, e tratando-se de um teste monocaudal, o quantil crítico da distribuição normal $N(0, 1)$ e $Z_{0.0.5} = -1,96$, pelo que se conclui que não há evidência estatística para rejeitar a hipótese alternativa, ou seja, o ajuste proporcionado pelo modelo *Simulated Annealing* é melhor que o ajuste proposto pelo método de ajuste de funções *Cubic Spline*.

A partir da estatística $Z = -3,3191$ também se pode calcular a probabilidade limite: $p\text{-valor} = 0.00046$, sendo a decisão tomada mediante a estatística $p\text{-valor}$ entre H_0 e H_1 a mesma que anteriormente.

⁶Ver Anexo F - método de ajuste de funções *Cubic Spline*

⁷Ver Anexo G - Teste de Wilcoxon para duas amostras emparelhadas (teste não-paramétrico)

Portanto o método de ajuste proporcionado pelo modelo de Nelson Siegel (1987), conjuntamente com o Método de simulação estocástica *Simulated Annealing* proporcionam o melhor ajuste da Estrutura a Termo. Este método foi usado para estimar as curvas das quais foram retiradas as taxas que irão compor a série *Spread*.

Análise estatística da série

O Teste não-paramétrico de Phillips-Perron com p-valor encontrado igual a 0,4898 e o teste Dickey-Fuller com p-valor encontrado igual a 0,0543 constataram que a série composta pelos *Spreads* não é estacionária, o que dificulta a análise da série, tanto separadamente como conjuntamente com as outras duas séries. Portanto, foi feita uma diferenciação⁸ para tornar a série estacionária. Desta vez, o Teste não-paramétrico de Phillips-Perron com $p - valor = 0,001$ e o teste Dickey-Fuller e com $p - valor = 0,000$ constataram que a série é estacionária. Com a finalidade de simplificar a leitura a série composta pelo *Spread* diferenciado será mencionada no texto como *Spread*. Como se observa nos gráficos, Figura(3.12) e Figura (3.13).

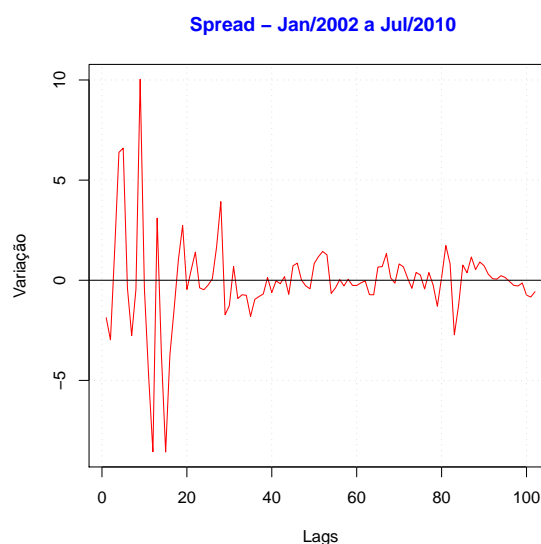
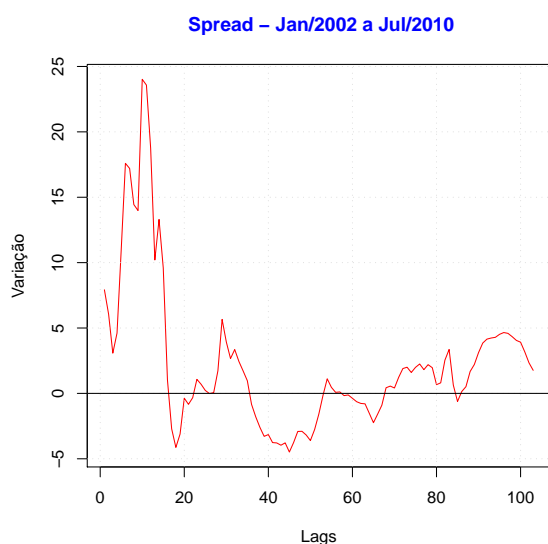


Figura 3.12: *Spread* - Série original

Figura 3.13: *Spread* - Série diferenciada

⁸A diferenciação foi feita subtraindo a amostra no período anterior ($t - 1$), da amostra no período (t), este procedimento foi feito para toda a série, provocando assim a perda do primeiro *lag*.

Observa-se no gráfico de auto-correlação, Figura (3.14), que há movimentos de decaimento e crescimento (ondulação) e no gráfico de auto-correlação parcial, Figura(3.15), uma auto-correlação(linhas verticais), que superam os níveis mínimos aceitáveis (linha tracejada no gráfico) nos *lags* 1, 2, 4 e 7. Portanto, de acordo com a análise gráfica identificamos um Auto-regressivo com coeficientes significativos 1,2,4 e 7.

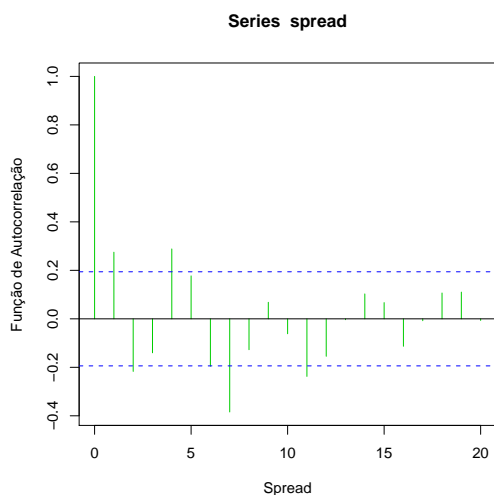


Figura 3.14: *Spread* - FAC

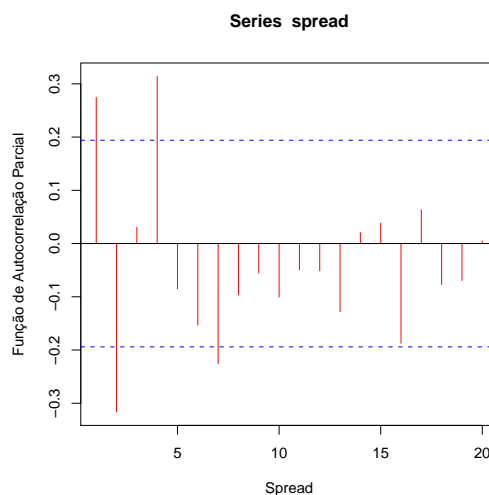


Figura 3.15: *Spread* - FACP

A partir das análises gráficas foram estimados dois modelos⁹ para a comparação entre os critérios de avaliação escolhidos. O modelo que melhor especifica a série composta pela diferenciação do *Spread* é um AR, com os coeficientes significativos (1,4 e 7). Esta estimação obteve o menor critério de AIC, todos os coeficientes estimados são significativos, mas o resíduo ao quadrado apresentou auto-correlação embora o resíduo não tenha apresentado, necessitando, então, de modelagem residual. Estas informações estão descritas nas Tabela (3.6) e Tabela (3.7).

⁹Ver Anexo H - Modelos estimados

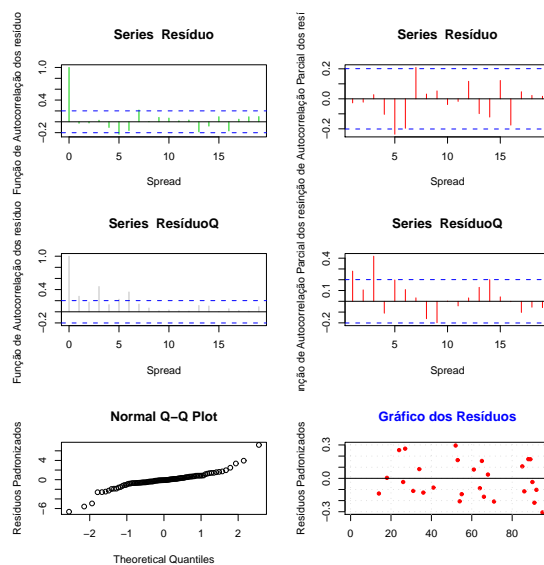
Tabela 3.6: AR da série composta pelo *Spread*

Modelo: AR com coef. Sig. (1,4,7)				
Coefficientes	Estimativa	Erro Quadrado	p-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,1671	0,0841	0,0473	*
AR4	0,29889	0,0754	0,0000	*
AR7	-0,3092	0,0758	0,0000	*
AIC	401,52			

Tabela 3.7: Critérios de seleção do modelo - *Spread*

Modelo	AIC	Box-Pierce	Coef. Sig. 5%
AR (7)	408,95	Não	Não
AR Coef. Sig. (1, 4 e 7)	401,52	Sim	Sim

Foram feitos os testes de Box-Pierce para os resíduos e para os resíduos ao quadrado produzidos pela estimação do modelo AR(1,4 e 7), na série composta pelo *Spread* diferenciado, com p-valor encontrado igual a 0,7294, para os resíduos e $p - valor = 0,0063$ para o quadrado dos resíduos, o que significa que os resíduos são auto-correlacionados. A dispersão e a distribuição dos resíduos podem ser visto nos gráfico **Normal Q-Q Plot** e no gráfico de dispersão, Figura (3.16).

Figura 3.16: Resíduos da função estimada para o *Spread* diferenciado

Foi usado um modelo GARCH¹⁰ (1,1) para modelar os resíduos, conforme Tabela (3.8). Segundo Morettin e Toloi (2008), a identificação da ordem de um modelo GARCH é usualmente difícil, então, propõe fazer os de ordem baixa,(1,1) (1,2) (2,1) (2,2) e compara-los segundo o critério AIC. Foram gerados então, quatro modelos¹¹, conforme Tabela(3.9).

Tabela 3.8: GARCH - *General Autoregressive Condicional Heteroscedasticity*

Modelo: GARCH (1,1)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	p-valor	Nível de Significância 5%
a0	2,517	0,8132	0,001	*
a1	0,2415	0,1194	0,0430	*
b1	0,0003	0,1302	1,000	
AIC	331,3589			

Tabela 3.9: Critérios de seleção do modelo - Resíduos *Spread*

Modelo	AIC	Box-Pierce	Coef. Sig. 5%
GARCH(1,1)	331,3589	Não	Não
GARCH(1,2)	331,6598	Não	Não
GARCH(2,1)	334,0806	Sim	Não
GARCH(2,2)	349,1517	Não	Não

O teste de Box-Pierce, com p-valor encontrado igual a 0,1387 para os resíduos e p-valor encontrado igual a 0,2806 para o quadrados dos resíduos mostrou que não há auto-correlação dos resíduos e dos resíduos ao quadrado. A Figura (3.17) contém: os gráficos de auto-correlação e auto-correlação parcial dos resíduos pela estimação do modelo GARCH (1,1), na serie composta pelos resíduos da função AR (1,4 e 7) estimada para a série composta pelo *Spread* diferenciado.

¹⁰Ver Anexo I - Modelo GARCH (*General Autoregressive Condicional Heteroscedasticity*)

¹¹Ver Anexo J - Modelos estimados para os Resíduos do AR com coef. (1,4 e 7)

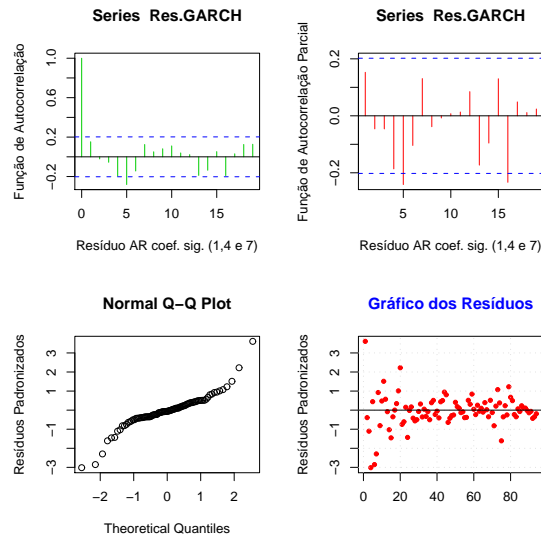


Figura 3.17: Resíduos da função GARCH (1,1) estimada para os Resíduos da função AR coef. sig. (1,4 e 7)

Observe a equação que descreve o *Spread* diferenciado no tempo t :

$$Spread_t = +0,167Spread_{t-1} + 0,299Spread_{t-4} - 0,309Spread_{t-7} + \alpha_t \quad (3.3)$$

$$\alpha_t = \sqrt{h_t}\varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$h_t = 2,517 + 0,2415\alpha_{t-1}^2 \quad (3.5)$$

Onde, a diferenciação do *Spread* no período t é descrita na equação por $Spread_t$ e este é influenciado positivamente pela diferença do *Spread* nos períodos $t - 1$ e $t - 4$. Negativamente pelo *Spread* no período $t - 7$ e por uma função α_t .

Onde, α_t é uma função raiz quadrada de h_t multiplicada por ε_t . Por sua vez, h_t consiste em uma constante mais o quadrado da função α_t no período $t - 1$ multiplicado por um coeficiente.

Pode-se verificar, por exemplo, que a variação do *Spread* de julho é influenciada positivamente pelas variações do *Spread* nos meses de junho e fevereiro, negativamente pelo mês de novembro e positivamente pela função α_t .

3.2 Modelo Estrutural

Dando continuidade as análises, prossegue-se agora com o estudo conjunto das três variáveis escolhidas. Utilizando as premissas propostas nos trabalhos descritos no Referencial Teórico, pode-se descrever as seguintes equações:

Curva *IS*;

$$Y_t = f_1(Y_{t-p}, r_{t-p}) \quad (3.6)$$

Onde, Y_t representa a variação da Produção Industrial, r a Taxa de Juros, t o período de tempo, e p o lag de dependência. Logo a variação da Produção Industrial no tempo t é influenciada positivamente pela variação da Produção Industrial do período $t - p$ e negativamente pela Taxa de Juros também no período $t - p$.

Curva de Phillips;

$$\pi_t = f_2(\pi_{t-p}, Y_{t-p}) \quad (3.7)$$

Onde, π_t representa a variação da taxa de inflação no período t , aqui representada pelo IPCA. Este indicador é influenciado positivamente pela variação da taxa de inflação do período $t - p$ e positivamente pela variação da Produção Industrial também do período $t - p$.

Regra de Política;

$$r_t = f_3(Y_t, \pi_t) \quad (3.8)$$

Logo, a taxa de juros no tempo t é influenciada positivamente pelas variações da Produção Industrial no tempo t e variações do IPCA também no tempo t .

Pode-se descrever a Taxa de Juros de longo prazo como;

$$R_t = \frac{1}{2}r_t + \frac{1}{2}E[r_{t+p}] \quad (3.9)$$

Seguindo os fundamentos propostos por Fisher, a taxa de juros de longo prazo é uma ponderação entre a taxa de juros corrente e a taxa de juros esperada para o período $t + p$.

O *Spread* entre as taxas de juros de curto e longo prazo é dado por:

$$S_t = R_t - r_t \quad (3.10)$$

Dada a equação de Regra de Política(3.8) descrita acima pode-se então definir que:

$$E[r_{t+p}] = h_1(E[Y_{t+p}], E[\pi_{t+p}]) \quad (3.11)$$

A taxa de juros esperada para o período, $t + p$, é função das variações do Produto Industrial e do IPCA esperados no tempo $t + p$. Ambos impactam positivamente a taxa de juros esperada.

De acordo com as premissas descritas na equação (3.6), que representa a curva IS, temos que:

$$E[Y_{t+p}] = h_2(Y_t, r_t) \quad (3.12)$$

Ou seja, a variação esperada da Produção Industrial para o tempo $t + p$ é influenciada positivamente pela variação da Produção Industrial corrente e negativamente pela taxa de juros corrente.

Da mesma forma, de acordo com a equação da Curva de Phillips (3.7), temos:

$$E[\pi_{t+p}] = h_3(\pi_t, Y_t) \quad (3.13)$$

Ou seja, a variação esperada do IPCA para o tempo $t + p$ está em função das variações da Produção Industrial e do IPCA corrente.

Substituindo na equação (2.9) os termos pelas equações (3.11),(3.12)e (3.13), consecutivamente, temos a equação que fornece a taxa de juros de longo prazo.

$$R_t = \frac{1}{2}r_t + \frac{1}{2}\{h_1(h_2(Y_t, r_t), h_3(\pi_t, Y_t))\} \quad (3.14)$$

Logo,

$$S_t = \frac{1}{2}r_t + \frac{1}{2}\{f_4[h_1(h_2(Y_t, r_t)), h_3(\pi_t, Y_t)] - [f_3(Y_t, \pi_t)]\} \quad (3.15)$$

No próximo capítulo segue-se com as premissas propostas por Sims (1972) e Galvão (2006), dentre outros, e aplicaremos o modelo VAR - Auto-regressivos

Vetoriais- nos dados selecionados para esta dissertação. Com a utilização do modelo proposto será feita uma análise multivariada das séries - Produção Industrial, IPCA e *Spread* - onde estas variáveis se relacionam de forma dinâmica, tornando possível a análise proposta no referencial teórico.

4 - Produção Industrial, IPCA e Spread; uma análise multivariada

4.1 Modelo VAR - Vetores Auto-regressivos

O modelo VAR (Vetores Auto-regressivos) surgiu na década de 1980 em prol da necessidade de se desenvolver modelos dinâmicos com um número menor de restrições que os demais modelos existentes, e onde todas as variáveis pudessem ser tratadas como endógenas ao modelo.

Segundo, Biage *et al.* (2006), a abordagem de Vetores Auto-regressivos permite contornar o problema de determinar quais variáveis são endógenas e quais variáveis são exógenas ao modelo. Permite, ainda, a inserção de variáveis puramente exógenas, como intercepto e tendência determinística, não fazendo distinção, a priori, entre as variáveis. Com isso, em séries temporais, usa-se o modelo VAR, para se estimar cada variável em função das demais, em n lags.

De acordo com Morettin (2008), o modelo linear multivariado VAR de ordem p pode ser descrito da seguinte forma:

O Processo X_t , de ordem matricial $n \times 1$, segue um modelo VAR(p) se:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + a_t \quad (4.1)$$

Onde $a_t \sim RB(0, \Sigma)$, $\Phi_0 = (\phi_{10}, \dots, \phi_{n0})'$ é um vetor $n \times 1$ de constantes e Φ_k são matrizes $n \times n$ constantes, com elementos $\phi_{ij}^{(k)}$, $i, j = 1, \dots, n, k = 1, \dots, p$. Se I_n é a matriz identidade de ordem n , o modelo acima pode ser descrito na forma:

$$\Phi(B)X_t = \Phi_0 + a_t \quad (4.2)$$

Onde $\Phi(B) = I_n - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$ é o operador auto-regressivo vetorial de ordem p , ou ainda, um polinômio matricial $n \times n$ em B . O elemento genérico de $\Phi(B)$ para $i, j = 1, \dots, n$ é $[\delta_{ij} - \phi_{ij}^1 B - \dots - \phi_{ij}^p B^p]$, para $i = j$ e igual a 0, $\delta_{ij} = 1$.

De outra forma, Biage *et al.* em seu trabalho com publicação no ano de 2006 apresenta o modelo VAR de forma mais simples. Tal modelo assume a seguinte forma:

$$X_t = \prod_1 X_{t-1} + \prod_2 X_{t-2} + \dots + \prod_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Onde, X_t é um vetor $N \times 1$ de variáveis endógenas, \prod_i é uma matriz de coeficientes $M \times N$ e $\varepsilon_t \sim (0, \Omega)$ é um vetor de ruídos brancos.

De acordo com Morettin (2008) pode-se descrever um VAR(1) da seguinte forma:

$$X_t = \Phi_0 + \Phi_1 X_{t-1} + a_t \quad (4.4)$$

Quando n for igual a 2 temos:

$$\begin{aligned} X_{1t} &= \Phi_{10} + \Phi_{11} X_{1,t-1} + \Phi_{12} X_{2,t-1} + a_{1t} \\ X_{2t} &= \Phi_{20} + \Phi_{21} X_{1,t-1} + \Phi_{22} X_{2,t-1} + a_{2t} \end{aligned} \quad (4.5)$$

Neste caso, a variável X_{1t} sofre influência dela mesma no tempo $t - 1$, da variável X_{2t} também no tempo $t - 1$ e de um erro de estimação a_{1t} ; de forma dinâmica, a variável X_{2t} sofre influência dela mesma no tempo $t - 1$, da variável X_{1t} também no tempo $t - 1$ e de um erro de estimação a_{2t} . Existe então uma relação linear bidirecional entre as variáveis X_{1t} e X_{2t} .

Conforme pode-se observar em Leichsenring (2004) a análise em VAR possui algumas vantagens em relação aos demais sistemas de equações. Uma das principais é que os problemas de simultaneidade presente em sistemas de equações simultâneas não existem para a análise em VAR.

Um ponto a ser destacado, com relação ao modelo auto-regressivo vetorial, é a necessidade de se estimar um grande número de parâmetros, em relação ao tamanho da amostra, o que pode passar certa imprecisão com relação aos parâmetros individuais, devido à excessiva perda de graus de liberdade durante a estimação. É importante destacar que, para a análise que propomos fazer, este problema não assume natureza relevante, porque estamos interessados apenas

no comportamento geral do modelo, ou seja, como as variáveis respondem, em conjunto, e qual a natureza da sua relação.

De forma análoga ao realizado por Biage *et al.* (2006), a seleção do modelos VAR foi feita por um procedimento de redução do número de defasagens de cada modelo. Define-se o número p de defasagens, estima-se os modelos com várias ordens de defasagens e, em seguida, seleciona-se o modelo de acordo com os critérios de informação escolhidos.

Com base nesses critérios, escolhe-se o modelo VAR mais apropriado. Para a verificação da existência de auto-correlação residual, foi utilizado a análise gráfica das funções de auto-correlação (FAC) e auto-correlação parcial (FACP) dos resíduos e dos quadrados dos resíduos, bem como o teste de auto-correlação.

Escolhido o modelo apropriado, a análise em VAR permite ainda verificar os efeitos exercidos por choques estocásticos em determinadas variáveis sobre as demais. Esta particularidade é observada através das funções impulso-resposta do modelo VAR.

No presente capítulo faremos uma análise multivariada relacionando as séries compostas pela variação da Produção Industrial, variação do IPCA e primeira diferença do *spread*. Esta relação será estudada através do modelo VAR, onde se tem, como objetivo, a constatação das premissas teóricas acima mencionadas. Para facilitar a leitura, como no capítulo três, ao nos referirmos a série Produção Industrial, IPCA, e *spread*, estaremos nos referindo as suas devidas variações.

4.2 Escolha das defasagens do modelo VAR

A decisão referente as defasagens utilizadas no VAR seguiu a indicação dada por uma série de critérios de informação, são eles: o Critério de Akaike (AIC); o Critério de Schwartz (SC); o Critério de Hannan-Quinn (HC), e o Erro de Previsão Final (FPE).

Como se vê na Tabela (4.1), o Critério de Schwartz (SC) indica uma defasagem menor do que o Critério de Akaike (AIC), que o Critério de Hannan-Quinn

(HC) e o Erro de Previsão Final (FPE), os últimos três indicam uma defasagem igual a 6. Em todos os quatro critérios, o melhor modelo é indicado pela estatística correspondente mais baixa. Desta forma, levando em consideração o número de parâmetros a serem estimados, o tamanho da amostra e os critérios de avaliação, resolvemos incluir 6 defasagens no modelo.

Tabela 4.1: Critério de Informação - Determinação das defasagens do VAR

Defasagens	AIC	HQ	SC	FPE
1	-8,9530344	-8,7144159	-8,5523550	0,0001294
2	-9,0797127	-8,7910733	-8,4386256	0,0001141
3	-9,0186059	-8,6622913	-8,1371112	0,0001215
4	-9,2360370	-8,7825460	-8,1141350	0,0000981
5	-9,2461764	-8,6955085	-7,8838665	0,0000976
6	-9,3622606	-8,8205748	-7,7595430	0,0000875

4.3 Análise em VAR: Produção Industrial, IPCA e Spread

Por se tratar de um modelo vetorial, é gerado, para cada variável, uma equação estimada, que a relaciona com as demais variáveis e com ela mesma, contemporaneamente e em defasagens.

4.3.1 Produção Industrial

Para a equação da Produção Industrial (PI), temos:

$$\begin{aligned}
 PI_t = & 0,2388831PI_{t-1} - 0,0053047IPCA_{t-1} - 0,0013965Spread_{t-1} & (4.6) \\
 & -0,0708233PI_{t-2} + 0,0070573IPCA_{t-2} + 0,0021722Spread_{t-2} \\
 & -0,0095855PI_{t-3} - 0,0068218IPCA_{t-3} - 0,0021555Spread_{t-3} \\
 & -0,0490835PI_{t-4} + 0,0150407IPCA_{t-4} + 0,0023630Spread_{t-4} \\
 & -0,0046371PI_{t-5} - 0,0216143IPCA_{t-5} - 0,0010038Spread_{t-5} \\
 & -0,0629408PI_{t-6} + 0,0129757IPCA_{t-6} + 0,0002349Spread_{t-6} + a_t
 \end{aligned}$$

Para uma análise mais econômica, pode-se fazer estudos dos sinais retirados da equação acima. Os dados estão descritos na Tabela (4.2).

Tabela 4.2: Identificação dos Ciclos Econômicos - P.I

Variável - Produção Industrial			
Defasagens	PI	IPCA	Spread
t-1	+	-	-
t-2	-	+	+
t-3	-	-	-
t-4	-	+	+
t-5	-	-	-
t-6	-	+	+

Analisando o efeito do aumento da Produção Industrial para a própria série, temos que, em um primeiro momento, um aumento da Produção Industrial, em $t - 1$, gera um aumento na própria série em t , porém, aumentos na Produção Industrial em $t - 2, t - 3, t - 4, t - 5$ e $t - 6$ geram uma queda na Produção Industrial no período t . Isso ocorre possivelmente devido ao esgotamento da capacidade produtiva instalada, ou pela elevação excessiva de produtos estocados motivados pela elevação na produção nos períodos anteriores .

Com relação aos efeitos do aumento do IPCA, dado a demanda constante, um aumento do IPCA, em $t - 1$, gera uma diminuição da Produção Industrial em t . Isso possivelmente, porque, o Governo, para controlar a inflação, aumenta a taxa de juros, ação esta que estimula uma contração da produção. Entre os períodos de correlação inversa, por outro lado, há períodos de correlação positiva entre as duas variáveis, IPCA e Produção Industrial, como se verifica nos períodos $t - 2, t - 4$ e $t - 6$. Nestes períodos, tem-se por hipótese uma inércia em relação as decisões dos agentes, pois estes podem demorar para incorporar as informações em suas decisões. Esse incorporação foi estudada por Mankiw (2006) e chamada

de sticky information - rigidez da informação¹. Já em $t - 1$ e $t - 2$ voltam a obedecer a dinâmica descrita acima. Tal dinâmica pode-se chamar de Ciclo Econômico.

Sabe-se que o *Spread* aumenta, principalmente, por dois motivos: ou taxa de curto prazo cai; ou a expectativa em relação a taxa de longo prazo é de alta. A expectativa da taxa de longo é de alta, possivelmente, porque os agentes esperam um aumento na taxa SELIC (Taxa básica utilizada como referência pela Política Monetária) no futuro, então começam a retirar o investimento da Produção e o realocam no mercado de capitais onde renderão os juros atrativos, ocasionando a diminuição da Produção Industrial, o contrário ocorre quando o *Spread* aumenta pelo fato da taxa SELIC diminuir, esta diminuição faz com que o capitais volte para a produção.

Um aumento no *Spread* em $t - 1$, $t - 3$ e $t - 5$ gera uma diminuição da Produção Industrial em t . Isso ocorre, possivelmente, pela mudança na expectativa em relação a taxa de longo prazo. Em $t - 2$, $t - 4$ e $t - 6$, um aumento no *Spread* gera um aumento na Produção Industrial, possivelmente, pela diminuição da taxa básica de juros de curto prazo. Este é então o Ciclo Econômico estabelecido entre a Produção Industrial e o *Spread*.

Na Figura (4.1), pode se observar, segundo a trajetória da linha pontilhada azul, o quanto a estimação do modelo VAR (6), para a variável Produção Industrial, diverge dos dados reais (linha preta contínua). Pode-se ainda observar o comportamento dos erros ocasionados pela estimação do VAR (6). Observa-se que, para movimentos bruscos da série, o modelo não consegue captar de forma adequada o movimento, ocasionando um erro mais elevado que o padrão, quando a série segue um caminho mais estável. Observa-se, ainda neste gráfico, que as funções de auto-correlação e auto-correlação parcial indicam que os resíduos não são auto-correlacionados.

¹Ver Anexo k - O conceito sticky information (rigidez da informação).

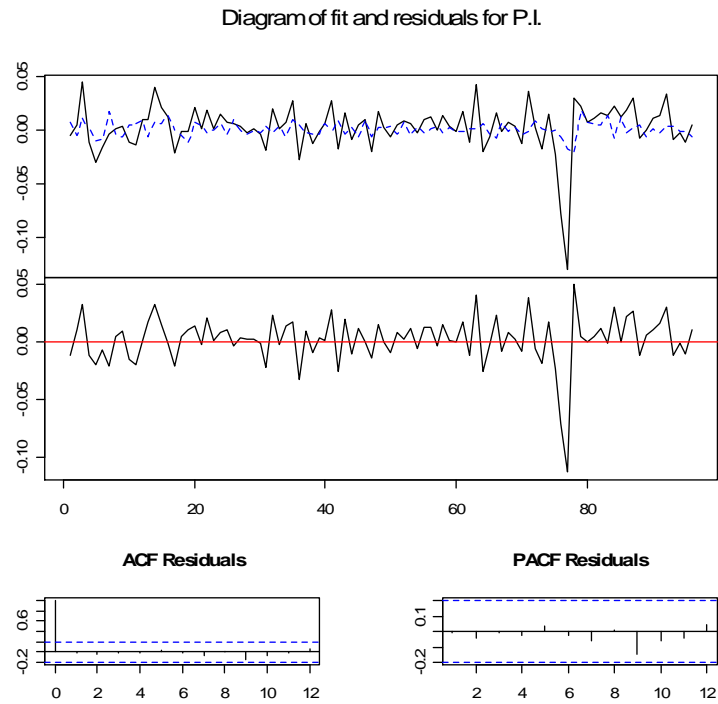


Figura 4.1: VAR - Produção Industrial

4.3.2 IPCA

Para a equação do IPCA , temos:

$$\begin{aligned}
 IPCA_t = & -0.100185PI_{t-1} + 0.697942IPCA_{t-1} + 0.083850Spread_{t-1} & (4.7) \\
 & -2.349339PI_{t-2} + 0.116849IPCA_{t-2} + 0.004687Spread_{t-2} \\
 & +0.843796PI_{t-3} + 0.080762IPCA_{t-3} + 0.023007Spread_{t-3} \\
 & +1.346098PI_{t-4} - 0.067817IPCA_{t-4} + 0.005427Spread_{t-4} \\
 & -0.738061PI_{t-5} - 0.124986IPCA_{t-5} + 0.027033Spread_{t-5} \\
 & -2.224140PI_{t-6} + 0.309382IPCA_{t-6} + 0.044257Spread_{t-6} + a_t
 \end{aligned}$$

Para uma análise mais econômica da série composta pelo IPCA e análise dos efeitos nas mudanças do *Spread* e da Produção Industrial, pode-se fazer estudos dos sinais retirados da equação acima. Os dados estão expostos na tabela abaixo.

Tabela 4.3: Identificação dos Ciclos Econômicos - IPCA

Variável - IPCA			
Defasagens	PI	IPCA	Spread
t-1	-	+	+
t-2	-	+	+
t-3	+	+	+
t-4	+	-	+
t-5	-	-	+
t-6	-	+	+

Aumentos na Produção Industrial em $t - 5$ e $t - 6$ geram diminuição do IPCA em t . Isto ocorre, possivelmente, porque o aumento da Produção Industrial gera, conseqüentemente, a diminuição dos preços gerando uma diminuição do IPCA. Mediante a Política Monetária, o BACEN diminui os juros, e, seguindo a Dinâmica Econômica, os investimentos são realocados voltando para a Produção Industrial. Em $t - 3$ e $t - 4$, dois meses depois, a correlação se torna positiva, o que possivelmente reflete uma expansão da produção motivada por crescimento da demanda, precipitando aumento da taxa de inflação. Já em $t - 1$ e $t - 2$ voltam a obedecer a dinâmica descrita acima.

O aumento do *Spread* em $t - 1$, $t - 2$, $t - 3$, $t - 4$, $t - 5$ e $t - 6$ gera um aumento no IPCA em t . Como hipótese, isto ocorre porque as expectativas formadas pelos agentes com relação as taxas de longo prazo, realmente, se concretizaram em t , dado que estes agentes sejam dotados de informações e entendam a dinâmica econômica acerca da Política Monetária exercida pelo Banco Central do Brasil.

Um aumento no IPCA, em $t - 6$, gera um aumento no IPCA em t . Isso ocorre, possivelmente, por inercia inflacionária e ou indexação de preços. Aumentos no IPCA em $t - 4$ e $t - 5$ geram diminuição no IPCA em t . Uma das explicações possíveis é que os agentes, munidos de informações, acreditam que o governo to-

mará medidas, para o controle da inflação em t , fazendo uso da Política Monetária, portanto, geram expectativas com base nesta dinâmica. Isto só ocorre porque o Banco Central do Brasil tem credibilidade e os agentes acreditam nas políticas de contenção inflacionária aplicadas por ele.

Na Figura (4.2), pode-se, da mesma forma, observar o quanto à estimação da função VAR(6) para a variável IPCA diverge dos dados reais. Observa-se que para o IPCA, a estimação é mais precisa do que a anterior. Observa-se ainda o comportamento dos erros ocasionados pela estimação do VAR(6). Pode-se ver a sua dispersão em torno do eixo zero, o que permite concluir que os erros ocasionados na estimação na média se situam em torno de zero. Pode-se ainda observar nos gráficos ACF e PACF que os resíduos não são auto-correlacionados.

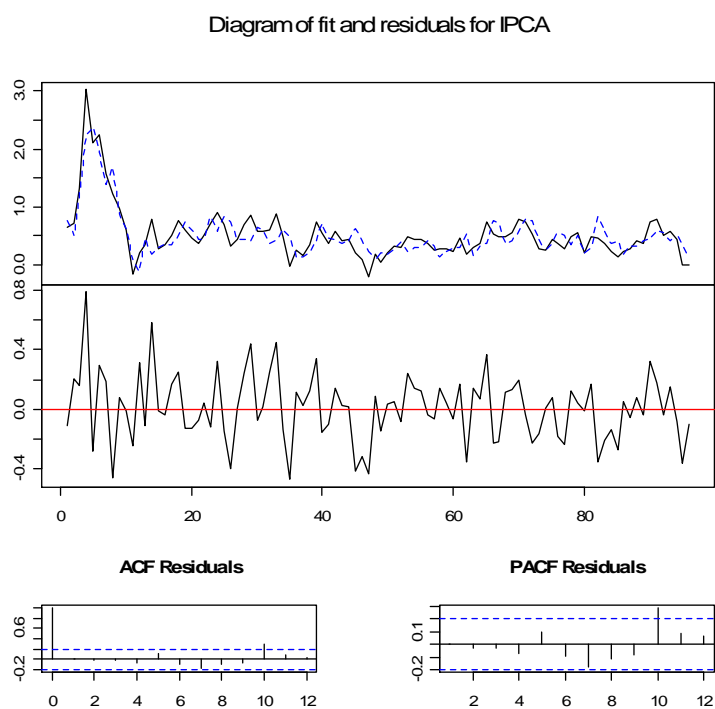


Figura 4.2: VAR - IPCA

4.3.3 *Spread*

Para a equação do *Spread*, temos:

$$\begin{aligned}
Spread_t = & +13.65067PI_{t-1} + 0.58896IPCA_{t-1} + 0.22863Spread_{t-1} & (4.8) \\
& -0.77529PI_{t-2} - 3.40434IPCA_{t-2} - 0.10106Spread_{t-2} \\
& +1.17904PI_{t-3} + 2.62339IPCA_{t-3} - 0.01699Spread_{t-3} \\
& -1.23529PI_{t-4} - 1.11399IPCA_{t-4} + 0.33630Spread_{t-4} \\
& -4.37360PI_{t-5} - 1.97431IPCA_{t-5} + 0.13166Spread_{t-5} \\
& -6.27156PI_{t-6} + 2.75024IPCA_{t-6} - 0.01519Spread_{t-6} + a_t
\end{aligned}$$

Para uma análise mais econômica da série composta pelo *Spread* e saber quais os efeitos nas mudanças da Produção Industrial e do IPCA, pode-se fazer estudos dos sinais retirados da equação acima. Os dados estão expostos na tabela abaixo.

Tabela 4.4: Identificação dos Ciclos Econômicos - Spread

Variável - Spread			
Defasagens	PI	IPCA	Spread
t-1	+	+	+
t-2	-	-	-
t-3	+	+	-
t-4	-	-	+
t-5	-	-	+
t-6	-	+	-

Variações positivas na Produção Industrial e no IPCA ocasionam, praticamente, o mesmo movimento no *Spread*. Aumentos na Produção industrial em $t - 4$, $t - 5$ e $t - 6$ geram uma diminuição no *Spread* em t . Tal movimento ocorre, possivelmente, porque a taxa de curto prazo - SELIC sofre aumento devido a medidas de caráter macroprudenciais tomadas pelos formuladores de política monetária. Em $t - 3$ variações positivas na Produção Industrial e no IPCA geram aumento no

Spread também em t . Isto ocorre, possivelmente, porque os agentes já incorporaram as mudanças nas taxas de curto prazo e aumentaram as expectativas em relação as taxas mais longas. Em $t - 2$ e $t - 1$ ocorre a mesma dinâmica descrita acima.

Na Figura (4.3), pode-se também constatar o quanto a estimação da função VAR(6), para a variável *Spread*, diverge dos dados reais (linha preta contínua). Pode-se ainda observar o comportamento dos erros ocasionados pela estimação do VAR(6), pode-se ver a sua dispersão em torno do eixo zero, o que nos permite concluir que os erros ocasionados na estimação na média se situam em torno de zero. Pode-se ainda observar as funções de auto-correlações, FAC e FACP.

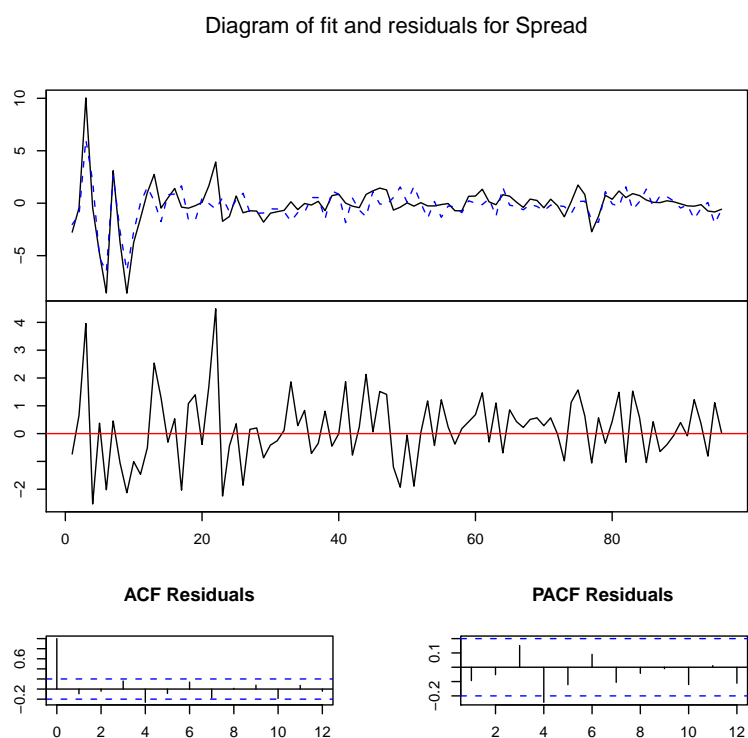


Figura 4.3: VAR - Spread

Seguiremos, agora, com a análise dos resíduos da função estimada VAR(6), recorrendo ao teste Portmanteau, que é o teste Box-Pierce adaptado para o caso multivariado, visto que o teste de auto-correlação simples só pode ser usado para análise univariada. A hipótese nula do teste Portmanteau com nível de signi-

ficância de 5% indica que há ausência de auto-correlação residual. Como o teste resultou em $p\text{-valor} = 0,1339$, conclui-se que os resíduos estimados não são auto-correlacionados, o que garante que a série está bem especificada pelo modelo, não rejeitando-se portanto a hipótese nula.

Com relação a normalidade dos resíduos, com o p-valor igual a $-2,3493$ encontrado, de acordo com o teste de normalidade Jarque-Bera, os resíduos seguem uma distribuição normal, o que nos permite, também, constatar que o modelo VAR(6) é uma boa representação da série.

4.3.4 Dependência entre as variáveis: Produção Industrial, IPCA e Spread

Pode-se fazer uma análise interessante ao interpretar a figura(4.4) e as tabelas a seguir (4.5), (4.6) e (4.7). Observa-se como o quanto cada variável é influenciada pelas outras, nos determinados *lags*. A produção Industrial em $t - 1$ é influenciada 100% por ela mesma, em $t - 2$ a série já passa a ser influenciada cerca de 0,2% pelo IPCA, essa influência permanece muito pequena ao longo dos períodos $t - 3, t - 4, t - 5$ e $t - 6$. O *Spread* influencia cerca de 1% em $t - 4, t - 5$ e $t - 6$, estes dados estão descritos na tabela (4.5). O que nos leva a concluir que as variáveis IPCA e *Spread* têm uma influencia fraca na Produção Industrial.

O IPCA de $t - 1$ influencia cerca de 98,25% o IPCA no tempo t , este sofre influência também de 1,7% da Produção Industrial. O IPCA no tempo t recebe cerca de 85,52% de influência do IPCA no tempo $t - 2$, 10,6% de influência do *Spread* e 3,38% da Produção Industrial. O que pode-se concluir é que há uma influência crescente do *Spread* dos períodos $t - 3, t - 4, t - 5$ e $t - 6$. Por exemplo, o *Spread* dos meses de abril, maio, junho e julho influenciam, substancialmente, o IPCA de Novembro. Do mesmo modo, a Produção Industrial dos meses de abril, maio, junho e julho influenciam o IPCA de novembro.

O *Spread* em t é influenciado cerca de 90% pelo *Spread* em $t - 1$ e 9,33% pela Produção Industrial também em $t - 1$. Como exemplo, pode-se descrever que

o *Spread* de novembro foi influenciado em média 13% pela Produção Industrial dos meses de maio, junho, julho, agosto, setembro e outubro. O *spread* de novembro foi influenciado ainda em média 7,17% pelo IPCA dos mesmos meses.

Pode-se concluir que o *Spread* é a variável do modelo mais vulnerável diante do comportamento das outras variáveis e que seu comportamento é extremamente dependente da Produção Industrial e do IPCA.

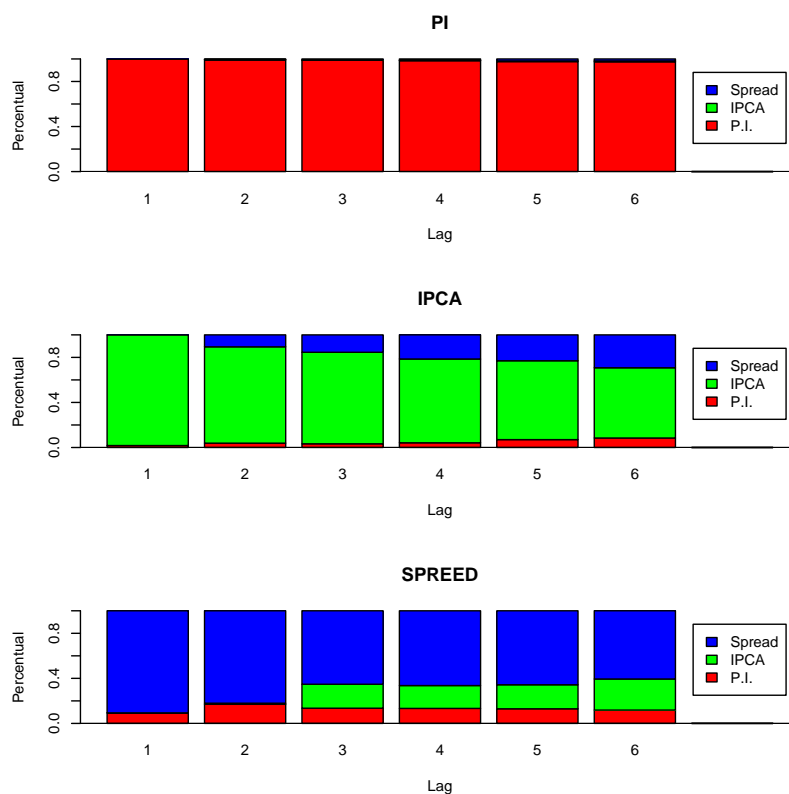


Figura 4.4: VAR - Influência das variáveis

Tabela 4.5: Porcentagem de influência das variáveis - Produção Industrial
Produção Industrial - P.I.

	PI	IPCA	Spread
t-1	1,00000	0,00000	0,00000
t-2	0,99157	0,00288	0,00555
t-3	0,98819	0,00301	0,00880
t-4	0,98461	0,00307	0,01232
t-5	0,97642	0,00601	0,01756
t-6	0,97462	0,00781	0,01757

Tabela 4.6: Porcentagem de influência das variáveis - IPCA
IPCA

	PI	IPCA	Spread
t-1	0,01747	0,98253	0,00000
t-2	0,03867	0,85526	0,10606
t-3	0,03307	0,81219	0,15475
t-4	0,04202	0,74366	0,21432
t-5	0,06993	0,70019	0,22988
t-6	0,08432	0,62365	0,29203

Tabela 4.7: Porcentagem de influência das variáveis - Spread

	Spread		
	PI	IPCA	Spread
t-1	0,09338	0,00054	0,90609
t-2	0,16965	0,00989	0,82045
t-3	0,13508	0,21252	0,65240
t-4	0,13331	0,20276	0,66394
t-5	0,13002	0,21314	0,65684
t-6	0,11862	0,27574	0,60564

4.3.5 Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)

A Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR), segundo Leichsenring (2004), leva em consideração a história do modelo e compara a resposta dinâmica média do modelo, dado um choque típico. Mais especificamente, a GIR compara a esperança condicional de uma variável no modelo dado um choque arbitrário com a esperança condicional da variável. A função, portanto, verifica qual é a reação da variável a um choque “puro” nas demais variáveis.

Há, portanto, uma Função Impulso-Resposta para cada uma das três variáveis do modelo, estas são apresentadas abaixo.

GIR - Produção Industrial

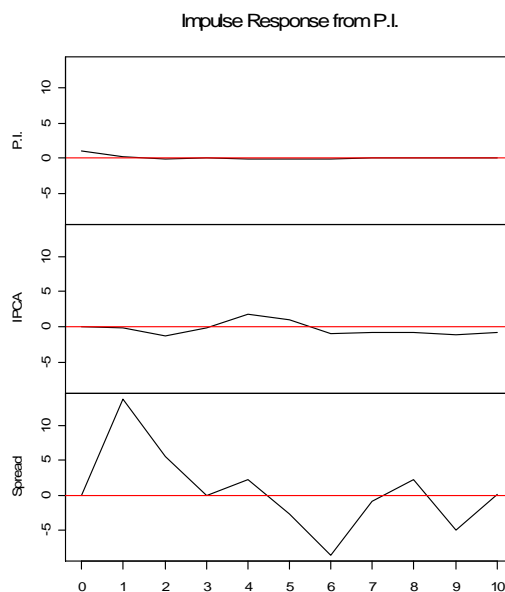


Figura 4.5: Produção Industrial - Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)

Pode-se observar, na Figura (4.5), que um choque na Produção Industrial não gera efeitos substanciais na própria variável. Haverá um pequeno impacto no primeiro mês e logo depois a variável tende a retroceder para o patamar anteriormente verificado. Com relação ao IPCA, no primeiro mês, o choque na Produção Industrial não causa qualquer impacto na série, porém, no segundo mês, pode-se observar uma queda seguida de um aumento no terceiro e quarto mês. Do quarto ao sexto mês, a variável terá uma pequena queda, até que se estabilize, após o sexto mês em um patamar um pouco inferior ao inicial. A reação da série composta pelo *Spread* é a mais volátil dentre as três. Já no primeiro mês sofre um aumento abrupto, seguido de uma queda também abrupta no segundo e no terceiro mês. No quarto mês, há uma pequena elevação frente ao primeiro mês e logo em seguida uma queda. A série sofre ainda um aumento por mais dois meses, seguido de queda no mês seguinte.

Pode-se concluir que a Produção Industrial não tem uma memória longa ao impacto de choques na própria variável. O IPCA é ligeiramente afetado entre o segundo e o sexto mês, informação esta já estabelecida, anteriormente, quando observamos o quantil referente a influência da Produção Industrial na série com-

posta pelo IPCA. Concluimos também que o *Spread* é, extremamente, vulnerável a choques na Produção Industrial. Observamos isto na equação VAR(6), onde a Produção Industrial e o IPCA ganham importância ao longo do tempo influenciando o comportamento do *Spread*.

GIR - IPCA

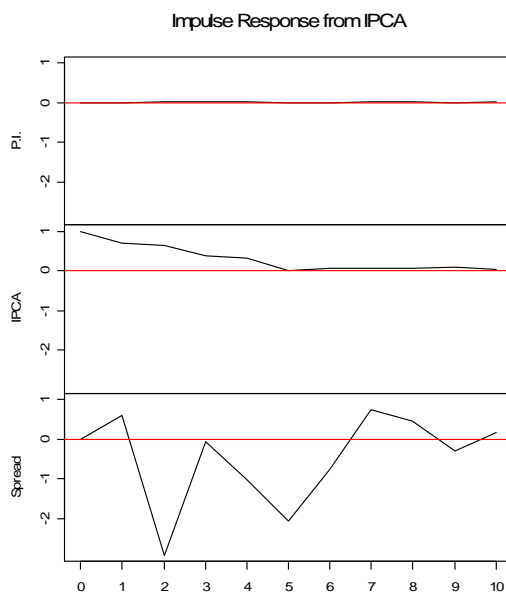


Figura 4.6: IPCA - Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)

Um choque no IPCA não gera efeitos substanciais no comportamento da Produção Industrial. Esta informação pode ser encontrada também na análise feita na equação VAR(6), onde observamos que a Produção Industrial é fracamente influenciada pelo IPCA. Um choque no IPCA ocasiona em primeiro momento um aumento da própria série, seguida de uma diminuição até o quinto mês. Isso ocorre, porque o IPCA no primeiro mês é muito influenciado por ele mesmo e, a partir de então, a Produção Industrial e o *Spread* vão ganhando influência na série. O *Spread* por sua vez, recebe o impacto com um pequeno aumento seguido de uma queda abrupta até o segundo mês. Depois a variável tende a retroceder para o patamar, anteriormente, verificado e logo tende a cair, novamente, dando início no quinto mês a um aumento substancial até o sétimo mês. Estes movimentos têm a mesma explicação anterior, a de forte influencia da Produção Industrial e do IPCA.

GIR - *Spread*

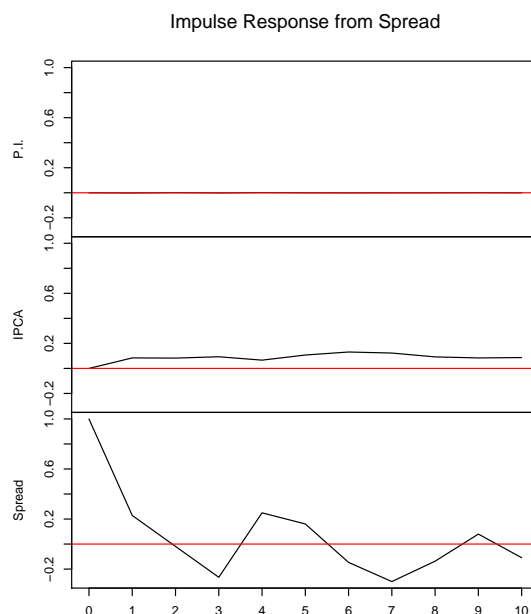


Figura 4.7: *Spread* - Função Impulso-Resposta Generalizada (GIR)

Com relação ao Impulso-Resposta do *Spread*, pode-se verificar na Figura (4.7) que um choque no *Spread* não gera efeitos na série composta pela Produção Industrial, que continua no patamar anteriormente verificado. Já o IPCA é afetado e sofre um pequeno aumento inicial e mantém aumentos nos próximos meses. O próprio *spread* sofre um aumento inicial, seguido de queda acentuada no primeiro mês, seguido de queda contínua até o terceiro mês. Isso ocorre devido a influência da própria variável nos três primeiros meses. Nos meses seguintes a variável sofre um aumento até o quarto mês, seguido de uma queda até o sétimo mês, sofrendo depois um novo aumento que vai até o nono mês.

verifica-se, contudo, que a variável Produção Industrial é a que menos sofre influência. por hipótese podemos destacar que a Produção Industrial é dependente de outras variáveis como câmbio, saldos fiscais, juros internacionais, tornando sua determinação um pouco mais complexa. Cabendo, então, um novo estudo incorporando tais variáveis. Os outros resultados foram satisfatórios comparando com os resultados descritos no referencial teórico.

Considerações finais

A figura (4.8) ilustra a dinâmica dos resultados do modelo VAR(6). Nela se observa a influência mútua entre as variáveis: as setas pontilhadas indicam uma influência fraca e as setas contínuas influência forte. Observamos que a Produção Industrial exerce forte influência na variável IPCA, enquanto, esta exerce influência fraca sobre a Produção Industrial.

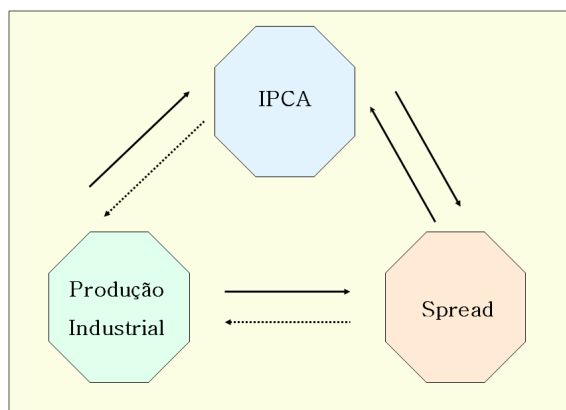


Figura 4.8: Dinâmica entre as variáveis - Produção Industrial, IPCA e *spread*

O *spread* exerce forte influência na variável IPCA, que, por sua vez, exerce forte influência na variável *spread*, ou seja, é forte a influência mútua entre estas duas variáveis. A Produção Industrial exerce forte influência na variável *spread*, porém, o *spread* exerce influência fraca na variável Produção Industrial.

Observa-se que a variável Produção Industrial recebe influência fraca tanto do *spread* quanto do IPCA, ou seja, estas variáveis possuem pouco poder explicativo sobre a variável Produção Industrial. Como hipótese pode-se lembrar que a cesta que compõe o índice de Produção Industrial é complexa e, devido a este fato, a determinação da Produção Industrial torna-se mais difícil.

Como hipótese alternativa temos que, no caso brasileiro, a participação do Estado na economia através de estímulos financeiros específicos, pela utilização de linhas de crédito direcionado, seja de administração direta ou indireta, apresenta trajetória crescente nos últimos anos. Dados do Banco Central do Brasil indicam que a participação das operações de crédito com recursos do governo, em 2010,

incluindo as linhas de financiamento do BNDES, totalizaram 19,4% do PIB. Nesse mesmo período, as operações de crédito realizadas por instituições privadas nacionais e estrangeiras somaram 18,9% e 8,1% do PIB, respectivamente. Estas informações podem ser vistas na Figura (4.9).

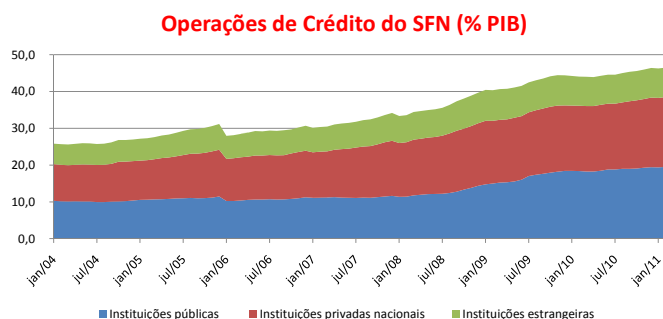


Figura 4.9: A participação do Estado na economia através de estímulos financeiros específicos.

As operações de crédito bancário direcionado, que de alguma forma recebem do governo direcionamento alocativo, no final do ano de 2010, corresponderam a 16,1% do PIB. Quanto à origem desses recursos, eles se dividem em duas classes: crédito direcionado com recursos fiscais e parafiscais; e crédito direcionado com recursos do sistema bancário.

Segundo Torres Filho (2006), o crédito direcionado com recursos públicos (fiscais) é a retirada de parte da arrecadação fiscal para ser utilizada no financiamento de investimentos de empresas ou famílias. Nesse movimento, a poupança do setor público é direcionada, sob a forma de empréstimos, por meio de mecanismos compulsórios como impostos e contribuições aos investimentos em setores e atividades considerados prioritários pela administração pública. Uma alternativa a este mecanismo são as poupanças obtidas através de mecanismos parafiscais. A diferença principal é que os recursos arrecadados por meio deste mecanismo compulsório, não são de propriedade do governo, mas de entes privados.

Ainda segundo Torres Filho (2006), o crédito direcionado com recursos do sistema bancário é aquele cuja captação tem origem junto ao mercado de capitais, ou ao próprio sistema bancário. Trata-se de um mecanismo bastante difundido entre as economias capitalistas. Nesse caso, em vez de utilizar recursos fiscais

ou parafiscais, para a disponibilização de crédito, os governos atraem poupanças privadas voluntárias, através de garantias públicas, como o seguro de crédito ou pelo pagamento de parte da taxa de juros, que seria devida pelo tomador final do financiamento, seja para reduzir o ônus dos juros, seja para tornar fixa uma taxa de juros flexível.

Para o governo, na visão de Torres Filho (2006), estes dois instrumentos de direcionamento de crédito são mais eficientes do que a utilização de recursos públicos. Em vez de alocar grandes quantias de recursos fiscais e parafiscais, limita-se o gasto público a despesas mais previsíveis e em quantidades menores, equivalente a parte dos juros, ou a um gasto eventual, mas previsível, probabilisticamente, decorrente dos inadimplementos que possam ocorrer dentro da carteira de operações seguradas. Nesse método voluntário de obtenção de recursos, a capacidade de alavancagem e, conseqüentemente, de direcionamento de crédito é muito maior do que a dos financiamentos com recursos públicos.

É importante ressaltar que a taxa de juros aplicada às operações de crédito direcionado e fomentado pela via pública, é usualmente de natureza administrada e, portanto, não obedece a dinâmica de juros do mercado de crédito. A desassociação entre o comportamento dos juros de mercado e a taxa de juros administrada dos recursos governamentais, combinada com a expressiva participação de instrumentos públicos de fomento ao investimento, pressionam a demanda agregada, contribuindo para a manutenção da atividade econômica em níveis mais elevados, sem que haja, com isso, forte dependência entre o diferencial de taxas de juros e a Produção Industrial.

O *spread* e a Produção Industrial, como variáveis explicativas da série IPCA, exercem forte relevância sobre o IPCA. Por hipótese podemos mencionar os desdobramentos dos estudos de Phillips, que já confirmam esses dados, ao relacionarem a Produção Industrial como índice relevante na determinação do índice de inflação e o *spread*, como hipótese, também é relevante, pois, incorpora as expectativas dos agentes em relação a inflação futura.

O IPCA, como variável explicativa da série composta pelo *spread*, tem como embasamento teórico a hipótese de que os agentes que formarão expectati-

vas acerca da taxa de juros futura levarão em conta a inflação do presente.

A tabela (4.8) descreve de forma sucinta os resultados alcançados nesta dissertação.

Dependências		Constatações	Premissas apresentadas no Referencial Teórico
Variável resposta	Variável explicativa		
Spread	IPCA	Verificou-se uma dependência relevante.	Na literatura apresentada não há estudos relacionados.
Spread	Produção Industrial	Verificou-se uma dependência relevante.	Na literatura apresentada não há estudos relacionados.
IPCA	Spread	Verificou-se uma dependência relevante.	Verificou-se as premissas de Sims (1972), Shousha (2006), Nielsen (2006) dentre outros autores.
IPCA	Produção Industrial	Verificou-se uma dependência relevante.	Verificou-se as premissas de Estrella (2004) com relação a curva de Phillips.
Produção Industrial	Spread	Verificou-se uma dependência fraca.	Verificou-se parcialmente as premissas de Dotsey (1998), Haubrich e Dombrosky (1996), Hamilton (2002), Estrella (2004), Duarte, Venetis e Paya (2004) dentre outros autores.
Produção Industrial	IPCA	Não verificou-se dependência relevante.	Na literatura apresentada não há estudos relacionados.

Tabela 4.8: Dinâmica entre as variáveis - Produção Industrial, IPCA e *spread*

Pela tabela (4.8), constata-se que o IPCA explica parte do *spread*, ou seja, verificou-se que o *spread* tem dependência relevante na série composta pelo IPCA. Esta dependência não foi verificada nos trabalhos apresentados no Referencial Teórico.

Com relação à influência da Produção Industrial na determinação do *spread*, conclui-se que é relevante sua dependência. Relação esta também não verificada nos trabalhos apresentados no Referencial Teórico.

Verificou-se que o IPCA como variável dependente do *spread* sofre forte influência deste, fato este verificado nos trabalhos de Sims (1972), Shousha (2006), e Nielsen (2006) dentre outros.

Constatou-se que o IPCA, como variável dependente da Produção Industrial, sofre influência significativa desta, relação esta já descrita nos desdobramentos dos estudos de Phillips.

Verificou-se que a Produção Industrial como variável dependente do IPCA não sofre influência significativa desta, este resultado não foi estudado nos trabalhos apresentados no Referencial Teórico.

5 - Conclusão

No presente trabalho, o embasamento teórico relacionando o comportamento do *spread* e a taxa de real de crescimento do PIB, ressaltado por Dotsey (1998), Haubrich e Dombrosky (1996), Hamilton (2002), Estrella (2004), Duarte, Venetis e Paya (2004) dentre outros autores, verificou-se apenas parcialmente, já que nas saídas do modelo VAR(6), no período de janeiro de 2002 e julho de 2010, a Produção Industrial brasileira é apenas fracamente influenciada pelo *spread*. No entanto, verificou-se que o *spread* é fortemente influenciado pela Produção Industrial, relação esta não realçada pelos autores do referencial teórico.

Com relação à dinâmica entre *Spread* e índice de inflação proposta por Sims (1972), Shousha (2006), Nielsen (2006) dentre os trabalhos consultados, verificou-se, neste estudo, que o *spread* é fortemente influenciado pelo IPCA e este é também influenciado fortemente pelo *Spread*.

Como se tem um modelo dinâmico, verificamos também que o IPCA é fortemente influenciado pela Produção Industrial, porém esta série é influenciada fracamente pela série composta pelo IPCA.

Verifica-se, contudo, que a variável Produção Industrial é a variável que menos sofre influencia. Por hipótese podemos destacar que a variável é dependente de outras variáveis como câmbio, saldos fiscais, juros internacionais, tornando sua determinação um pouco mais complexa.

Como hipótese alternativa, para a fraca dependência, no caso brasileiro, temos que a participação do Estado na economia através de estímulos financeiros específicos, pela utilização de linhas de crédito direcionado, seja de administração direta ou indireta, apresenta trajetória crescente nos últimos anos.

É importante ressaltar que a taxa de juros aplicada as operações de crédito direcionado e fomentado pela via pública, é usualmente de natureza administrada e, portanto, não obedece a dinâmica de juros do mercado de crédito. A

desassociação entre o comportamento dos juros de mercado e a taxa de juros administrada dos recursos governamentais, combinada com a expressiva participação de instrumentos públicos de fomento ao investimento, pressionam a demanda agregada, contribuindo para a manutenção da atividade econômica em níveis mais elevados, sem que haja, com isso, forte dependência entre o *spread* e a Produção Industrial.

Um dos resultados relevantes foi a verificação de que a produção Industrial em $t - 1$ é influenciada 100% por ela mesma. Em $t - 2$ a série já passa a ser influenciada cerca de 0,2% pelo IPCA. Essa influência permanece muito pequena ao longo dos períodos $t - 3, t - 4, t - 5$ e $t - 6$. O *Spread* influencia cerca de 1% em $t - 4, t - 5$ e $t - 6$. O que nos leva a concluir que as variáveis IPCA e *Spread* têm uma influencia fraca na produção Industrial.

Verifica-se também que o IPCA de $t - 1$ influencia cerca de 98,25% o IPCA no tempo t , este sofre influência também de 1,7% da Produção Industrial. O IPCA no tempo t recebe cerca de 85,52% de influência do IPCA no tempo $t - 2$, 10,6% de influência do *Spread* e 3,38% da Produção Industrial. O que pode-se concluir é que há uma influência crescente do *Spread* dos períodos $t - 3, t - 4, t - 5$ e $t - 6$. Por exemplo, o *Spread* dos meses de abril, maio, junho e julho influenciam, substancialmente, o IPCA de Novembro. Do mesmo modo, a a Produção Industrial dos meses de abril, maio, junho e julho influenciam o IPCA de novembro.

Ressaltando também que o *Spread* em t é influenciado cerca de 90% pelo *Spread* em $t - 1$ e 9,33% pela Produção Industrial também em $t - 1$. Como exemplo, pode-se descrever que o *Spread* de novembro foi influenciado em média 13% pela Produção Industrial dos meses de abril, maio, junho, julho, agosto, setembro e outubro. O *spread* de novembro foi influenciado ainda em média 7,17% pelo IPCA dos mesmos meses.

Analisando as funções Impulso-Resposta Generalizada (GIR) para cada variável verifica-se que há evidências de cumprimento dos ciclos econômicos descritos na análise do modelo VAR.

Pode-se observar que um choque na Produção Industrial não gera efei-

tos substanciais na própria variável. Com relação ao IPCA, no primeiro mês, o choque na Produção Industrial não causa qualquer impacto na série, porém, no segundo mês, pode-se observar uma queda seguida de um aumento no terceiro e quarto mês. Do quarto ao sexto mês, a variável terá uma pequena queda, até que se estabilize, após o sexto mês, a série já absorveu todo o impacto provocado por um choque de um ponto na variável Produção Industrial. A reação da série composta pelo *Spread* é a mais volátil dentre as três. Já no primeiro mês sofre um aumento abrupto, seguido de uma queda também abrupta no segundo e no terceiro mês. No quarto mês, há uma pequena elevação frente ao primeiro mês e logo em seguida uma queda. A série sofre ainda um aumento por mais dois meses, seguido de queda no mês seguinte, demorando cerca de 10 meses para absorver o impacto provocado por um choque na PI.

Conclui-se, analisando a função impulso-Resposta Generalizada (GIR), que a Produção Industrial não tem uma memória longa ao impacto de choques na própria variável. O IPCA é, ligeiramente, afetado entre o segundo e o sexto mês, quando observamos o quantil referente a influência da Produção Industrial na série composta pelo IPCA. Concluímos também que o *Spread* é, extremamente, vulnerável a choques na Produção Industrial. Observamos isto na equação VAR(6), onde a Produção Industrial e o IPCA ganham importância ao longo do tempo influenciando o comportamento do *Spread*.

Com relação ao Impulso-Resposta do *Spread*, verifica-se que um choque no *Spread* não gera efeitos na série composta pela Produção Industrial, que continua no patamar anteriormente verificado. Esta informação encontra-se também na análise feita na equação de saída do modelo VAR(6). Já o IPCA é afetado e sofre um pequeno aumento inicial e mantém aumentos nos próximos meses. Por hipótese temos que as expectativas dos agentes acabarão por se realizar. O próprio *spread* sofre um aumento inicial, seguido de queda contínua até o terceiro mês. Isso ocorre devido a influencia da própria variável nos três primeiros meses. Nos meses seguintes a influencia das outras variáveis, IPCA e Produção Industrial, são maiores e o impacto tende a ser menos intenso, mas ainda substancial.

As conclusões aqui descritas são validas para a amostra usada neste

trabalho, não podendo ser projetadas como necessariamente validas para outras amostras. Futuros estudos, a partir de outras amostras, podem contribuir para a validade geral deste resultado.

A - Modelos Auto-regressivos de Média Móvel ARMA (p,q)

A.1 Modelo Auto-regressivo AR(p)

Segundo Morettin (2008), um Auto-regressivo de ordem p , AR(p) é descrito:

$$X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

Onde, $\varepsilon_T \sim RB(0, \sigma^2)$ são os erros e estes seguem uma distribuição *White Noise* (Ruído Branco) com média zero e variância σ^2 . Considere $\phi(\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p)'$ o vetor contendo os coeficientes.

Pode-se, então, concluir que a variável X_t é influenciada por ela mesma em períodos anteriores mais um erro. Os parâmetros ϕ medem a sensibilidade da variável X_t com relação aos períodos anteriores.

A.2 Modelo de Média Móvel MA (q)

Em um modelo de médias móveis (em inglês *moving average*) segundo Bert (2004), a série resulta da combinação dos ruídos brancos ε e do período atual com aqueles ocorridos em períodos anteriores.

Um modelo Média Móvel de ordem q , MA(q) é descrito:

$$X_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (\text{A.2})$$

Onde novamente $\varepsilon_T \sim N(0, \sigma^2)$, θ_i é o parâmetro que descreve como X_t se relaciona com ε_{t-1} .

A.3 Modelos Auto-regressivos de Médias Móveis - ARMA (p,q)

Em algumas séries segundo Bert (2004), pode ser necessário utilizar um grande número de parâmetros em modelos puramente AR ou puramente MA. Nesses casos, é vantajoso misturar os componentes de um modelo AR com os componentes de um modelo MA, gerando, assim, um modelo ARMA. O modelo ARMA(p,q) exigirá um número menor de termos e pode ser expresso conforme a equação abaixo:

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_P X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (\text{A.3})$$

O modelo ARMA mais simples é o ARMA(1,1), dado pela equação:

$$X_t = \phi_P X_{t-1} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (\text{A.4})$$

B - Modelos - Produção Industrial - Série dessazonalizada

Tabela B.1: Série: Produção Industrial Modelo: AR - Auto Regressivo

Modelo: Auto-regressivo (1:12)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,1546	0,0956	0,1059	
AR2	-0,0031	0,0967	0,9740	
AR3	-0,0461	0,0966	0,6331	
AR4	-0,0698	0,0961	0,4677	
AR5	-0,0440	0,0964	0,6482	
AR6	-0,0522	0,0936	0,5769	
AR7	-0,0531	0,0938	0,5713	
AR8	0,0108	0,0938	0,9078	
AR9	-0,1387	0,0935	0,1379	
AR10	-0,1281	0,0951	0,1778	
AR11	0,0462	0,0956	0,6287	
AR12	0,0161	0,0956	0,8660	
AR13	0,0670	0,0957	0,4834	
AR14	-0,2559	0,0949	0,0070	*
Intercepto	0,0041	0,0022	0,0652	
AIC	-472,89			

C - Critério de AIC

O Critério de Informação de Akaike (1973) é uma estatística utilizada na escolha ótima. Caso exista mais que um modelo a ser usado na série, o modelo que proporcionar o menor critério de AIC será então o modelo mais adequado.

O critério de Akaike (1973) *apud* Morettin (2008), sugere escolher o modelo em que as ordens p e q minimizem o critério:

$$AIC(p, q) = \ln \hat{\sigma}_{p,q}^2 + \frac{2(p+q)}{T}, \quad (\text{C.1})$$

Onde $\hat{\sigma}_k^2$ é o estimador de máxima verossimilhança de σ^2 para um modelo ARMA (p,q).

D - Teste de Box-Pierse-Ljung

Conforme Morettin (2008), Box e Pierce (1970) sugeriram um teste para auto-correlação dos resíduos estimados, que, apesar de não detectar quebras específicas no comportamento de ruído branco, pode indicar se esses valores são muito altos.

Um dos testes possíveis desse conjunto utiliza a estatística Q de Ljung e Box conforme expresso na equação abaixo.

$$Q(K) = n(n + 2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{r}_k^2}{(n - k)} \quad (\text{D.1})$$

Onde, $Q(K)$ tem distribuição qui-quadrado (X^2) com $K - p - q$ graus de liberdade.

Segundo Silva Neto (2007), os testes de Box-Pierce-Ljung são talvez a metodologia de avaliação e diagnóstico que mais tem sido utilizada na área dos modelos ARCH. De acordo com esta metodologia se a variância condicional da taxa de retorno de um ativo financeiro estiver corretamente especificada, então o quadrado dos resíduos de estimação estandardizados pelo desvio-padrão condicional não exibirá auto-correlação.

Para análise dos resíduos de uma função multivariada segundo Silva Neto (2007), temos o teste de Portmanteau que é uma adaptação do teste Box-Pierce-Ljung. Considere que $\hat{\xi}_{ij,t} = \hat{z}_{i,t} * \hat{z}_{j,t} - \hat{\rho}_{ij,t}$, onde $\hat{z}_{i,t} * \hat{z}_{j,t}$ representam as variáveis estandardizadas pelos respectivos desvios-padrão condicionais, $\hat{\rho}_{ij,t}$ representa a estimativa do coeficiente de correlação condicional entre as variáveis i e j . Se o modelo de correlações condicionais estiver especificado, ou seja, as variâncias condicionais estão corretamente especificadas, $\hat{\xi}_{ij,t}$ deverá ser assintoticamente não auto-correlacionado e $E(\hat{\xi}_{ij,t}) \rightarrow 0$ quando $N \rightarrow \infty$.

Um diagnóstico poderá ser construído com base no teste Portmanteau

do tipo Ljung-Box. Especificamente, se $r_{ij,k}$ for o coeficiente de auto=correlação de ordem k e $\hat{\xi}_{ij,t}$, a estatística do teste será dada por:

$$Q(K) = n(n + 2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{r}_{ij,k}^2}{(n - k)} \quad (\text{D.2})$$

E - Modelos - IPCA

Tabela E.1: Série: Variação do IPCA Modelo: AR - Auto Regressivo (I)

Modelo: AR(5)				
Coefficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,7707	0,0940	0,0000	*
AR2	-0,0070	0,1176	0,9525	
AR3	-0,0603	0,1177	0,6081	
AR4	0,2280	0,1175	0,0523	
AR5	-0,2502	0,0945	0,0081	*
Intercepto	0,1674	0,0523	0,0013	*
AIC	51,87			

Tabela E.2: Série: Variação do IPCA Modelo: AR - Auto Regressivo (II)

Modelo: AR com coef. (1 e 5)				
Coefficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,7821	0,0681	0,0000	*
AR5	-0,1203	0,0684	0,0786	
Intercepto	0,1782	0,0523	0,0006	*
AIC	51,02			

Tabela E.3: Série: Variação do IPCA Modelo: AR - Auto Regressivo (III)

Modelo: AR(1)				
Coefficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,7392	0,0673	0,0000	*
Intercepto	0,1336	0,0465	0,0041	*
AIC	51,01			

Tabela E.4: Série: Variação do IPCA Modelo: MA - Média Móvel (I)

Modelo:MA (5)				
Coefficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
MA1	0,7178	0,0940	0,0000	*
MA2	0,4563	0,0988	0,0003	*
MA3	0,3669	0,1066	0,0005	*
MA4	0,5458	0,1350	0,0002	*
MA5	0,1881	0,0891	0,0347	*
Intercepto	0,5095	0,0915	0,0002	*
AIC	53,37			

Tabela E.5: Série: Variação IPCA Modelo: ARMA - Auto-regressivos de Média Móvel

Modelo: ARMA com coef. AR(1), MA(1,2,3,4,e 5)				
Coefficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,4671	0,2322	0,0442	*
MA1	0,2946	0,2289	0,1980	
MA2	0,2082	0,1642	0,2048	
MA3	0,1812	0,1460	0,2146	
MA4	0,3920	0,1365	0,0041	*
MA5	0,0652	0,1200	0,5866	
Intercepto	0,2683	0,1322	0,0424	*
AIC	52,85			

F - Método de ajuste de funções *Cubic*

Spline

O método se baseia na utilização de vários polinômios de grau 3, cada um definido em um subintervalo, os quais se conectam por suas extremidades. Esses polinômios são calculados de forma que as derivadas coincidam nas extremidades dos subintervalos adjacentes, permitindo uma suavidade no sinal obtido. É uma técnica útil para interpolar entre os dados já conhecidos, por este motivo é utilizado para a formulação da Estrutura a Termo das Taxas de Juros.

Para interpolar usando o método cubic spline considere um conjunto de pontos conhecidos $(X_0, Y_0), (X_1, Y_1), \dots, (X_{i-1}, Y_{i-1}), (X_i, Y_i), (X_{i+1}, Y_{i+1}), \dots, (X_n, Y_n)$, onde um polinômio de terceiro grau é construído entre cada ponto. A equação para a esquerda do ponto (X_i, Y_i) é indicada por f_i , com o valor de $f_i(X_i)$ no ponto X_i . Da mesma forma, a equação para a direita do ponto (X_i, Y_i) é indicada como f_{i+1} , com o valor de $f_{i+1}(X_i)$ no ponto X_i .

Tradicionalmente, segundo Kruger (2003), a função *cubic spline* f_i é calculada com base nos seguintes critérios:

As curvas estimadas entre os pontos conhecidos são polinômios de terceira ordem;

$$f_i(x) = a_i + b_i x + c_i x^2 + d_i x^3 \quad (\text{F.1})$$

As curvas estimadas devem passar por todos os pontos conhecidos;

$$f_i(x_i) = f_{i+1}(x_i) = y_i \quad (\text{F.2})$$

A inclinação, ou derivada de primeira ordem, é a mesma para ambas as

funções de cada lado de um ponto, isso ocorre para que se "case" uma curva com a curva seguinte e assim por diante;

$$f'_i(x_i) = f'_{i+1}(x_i) \quad (\text{F.3})$$

A condição de primeira ordem é igual a condição de segunda ordem, que por sua vez é a mesma para ambas as funções de cada lado de um ponto;

$$f'(x_i) = f''_i(x_i) = f''_{i+1}(x_i) \quad (\text{F.4})$$

Podem-se, então, substituir as derivadas de segunda ordem em todos os pontos por derivadas de primeira ordem, facilitando os cálculos e tornando a curva suave. O resultado é uma matriz de $n - 1$ equações e $n + 1$ incógnitas. Os critérios apresentados a seguir são baseados nas condições de fronteira, para o ponto de partida e para o ponto final.

As segundas derivadas dos pontos (inicial e final) são iguais a zero.

$$f''_1(x_0) = f''_n(x_n) = 0 \quad (\text{F.5})$$

A segunda derivada dos pontos finais são as mesmas nos pontos adjacentes. O resultado é que a curva torna-se uma curva parabólica.

$$f''_1(x_0) = f''_n(x_1) \quad (\text{F.6})$$

$$f''_n(x_n) = f''_n(x_{n-1}) \quad (\text{F.7})$$

A derivada de primeira ordem, as curvas do ponto inicial e final estão definidas para valores conhecidos.

$$f'_1(x_0) = f'(x_0) \quad (\text{F.8})$$

$$f'_n(x_n) = f'(x_n) \quad (\text{F.9})$$

O método de ajuste de funções *Cubic Spline* foi aplicado à mesma amostra contendo as taxas *spot* no período de 03/05/2010 à 27/08/2010 para a formalização do teste não paramétrico dos sinais, Wilcoxon.

G - Teste de Wilcoxon (Teste não-paramétrico)

O teste de Wilcoxon é uma extensão do teste de sinais. O teste desenvolve-se com base em amostras aleatórias provenientes de populações contínuas. Os dados são transformados em contagens de uma variável dicotômica, representadas por “-” e por “+”, correspondentes às observações abaixo ou acima da mediana.

A diferença entre o teste de Wilcoxon e o teste de sinais é que para o uso do primeiro, a população ou amostra testada terá que ser simétrica, o que é o caso.

Nas palavras de Ferreira (2002), quando se têm pares de observações $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$ e as diferenças $d_i = X_i - Y_i$ não se distribuem normalmente, pode usar-se o teste de Wilcoxon sobre as diferenças, desde que estas tenham um comportamento contínuo e simétrico.

No presente trabalho, d_i é a diferença entre os erros cometidos no ajuste pelo *Simulated Annealing* (S. A.), e os erros cometidos pelo ajuste de funções *Cubic Spline* (C. S.), dados estes contidos na próxima tabela.

O que queremos provar com o teste de Wilcoxon, é que o ajuste pelo *Simulated Annealing* (S. A.), é melhor que o ajuste proposto pelo método de ajuste de funções *Cubic Spline* (C. S.).

Neste caso as hipóteses do teste são:

H_0 = Os ajustes proporcionados pelos modelos (S. A.) e (C. S.) são equivalentes;

H_1 = O ajuste proporcionado pelo modelos (S. A.) é melhor do que o ajuste por (C. S.).

Para que possamos tomar a decisão acerca de qual hipótese não rejeitar é preciso o cálculo da estatística de teste, e para isso temos em primeiro lugar de fazer a aproximação à função de distribuição normal. Os parâmetros desta aproximação são a média e a variância. Média:

$$\mu_{T_+} = \frac{N(N+1)}{4} \quad (\text{G.1})$$

Variância:

$$\sigma_{T_+}^2 = \frac{N(N+1) + (2N+1)}{24} \quad (\text{G.2})$$

Quando se faz a aproximação à função de distribuição normal, a estatística de teste é:

$$Z_+ = \frac{T_+ - \mu_{T_+}}{\sigma_{T_+}^2} \quad (\text{G.3})$$

Dado que o N da nossa amostra é igual a 85, encontramos a média substituindo os devidos valores na fórmula apresentada acima.

Média:

$$\mu_{T_+} = \frac{85 \times 86}{4} = 1.827,5 \quad (\text{G.4})$$

Variância:

$$\sigma_{T_+}^2 = \frac{85 \times 86 + (2 \times 85 + 1)}{24} = 52.083,75 \quad (\text{G.5})$$

A estatística de teste é então:

$$Z_+ = \frac{1.070 - 1.827,5}{\sqrt{52.083,75}} = -3,3191 \quad (\text{G.6})$$

Tabela G.1: Teste Wilcoxon

Data	Modelo Cubic Spline	Modelo Nelson Siegel	Diferença	Ordem (+)	Ordem (-)
	EQM	EQM			
03/05/2010	0,049113	0,115651	0,066538	27	
04/05/2010	0,047777	0,119465	0,071688	29	
05/05/2010	0,044848	0,124644	0,079796	34	
06/05/2010	0,344958	0,136569	-0,20839		58
07/05/2010	0,046188	0,12391	0,077722	32	
10/05/2010	0,046725	0,135264	0,088539	38	
11/05/2010	0,102458	0,156398	0,05394	22	
12/05/2010	0,048216	0,122814	0,074598	31	
13/05/2010	0,047504	0,105296	0,057792	23	
14/05/2010	0,04226	0,133909	0,091649	40	
17/05/2010	0,150793	0,135258	-0,01554		12
18/05/2010	0,04006	0,129144	0,089084	39	
19/05/2010	0,04646	0,134057	0,087597	37	
20/05/2010	0,036922	0,09791	0,060988	24	
21/05/2010	0,038937	0,100255	0,061318	25	
24/05/2010	0,368372	0,117622	-0,25075		61
25/05/2010	0,425896	0,144296	-0,2816		64
26/05/2010	0,611697	0,136405	-0,47529		75
27/05/2010	0,764832	0,131457	-0,63337		78
28/05/2010	1,176809	0,135427	-1,04138		80
31/05/2010	2,603377	0,140907	-2,46247		84
01/06/2010	0,045087	0,044032	-0,00105		2
02/06/2010	0,063259	0,04791	-0,01535		11
03/06/2010	0,057764	0,040306	-0,01746		14
04/06/2010	0,162616	0,049588	-0,11303		48
07/06/2010	0,168247	0,051029	-0,11722		49
08/06/2010	0,130513	0,050118	-0,08039		35
09/06/2010	0,030812	0,047923	0,01711	13	
10/06/2010	0,040187	0,062465	0,022278	16	
11/06/2010	0,025973	0,054121	0,028147	18	
14/06/2010	0,031546	0,064165	0,03262	20	
15/06/2010	0,48818	0,073723	-0,41446		73
16/06/2010	0,457424	0,046827	-0,4106		72
17/06/2010	0,031285	0,027798	-0,00349		3
18/06/2010	0,462602	0,037765	-0,42484		74
21/06/2010	0,34367	0,042773	-0,3009		66
22/06/2010	0,412846	0,046957	-0,36589		69
23/06/2010	0,065559	0,034954	-0,03061		19
24/06/2010	0,596194	0,053842	-0,54235		77
25/06/2010	0,03802	0,017037	-0,02098		15
28/06/2010	1,649325	0,039758	-1,60957		82
29/06/2010	3,422046	0,055011	-3,36703		85

Data	Modelo Cubic Spline	Modelo Nelson Siegel	Diferença	Ordem (+)	Ordem (-)
	EQM	EQM			
30/06/2010	0,302248	0,02933	-0,27292		62
01/07/2010	0,028108	0,02179	-0,00632		6
02/07/2010	0,024956	0,020546	-0,00441		4
05/07/2010	0,029386	0,023736	-0,00565		5
06/07/2010	0,031967	0,024239	-0,00773		8
07/07/2010	0,029413	0,029519	0,000106	1	
08/07/2010	0,040428	0,026035	-0,01439		10
09/07/2010	0,2148	0,026683	-0,18812		56
12/07/2010	0,196245	0,025521	-0,17072		54
13/07/2010	0,215727	0,041442	-0,17428		55
14/07/2010	0,218122	0,060113	-0,15801		53
15/07/2010	0,247258	0,0558	-0,19146		57
16/07/2010	0,303881	0,091686	-0,2122		59
19/07/2010	0,378826	0,08835	-0,29048		65
20/07/2010	0,461467	0,100792	-0,36068		68
21/07/2010	0,413123	0,138111	-0,27501		63
22/07/2010	0,525472	0,145647	-0,37982		71
23/07/2010	0,633193	0,152962	-0,48023		76
26/07/2010	0,837404	0,157973	-0,67943		79
27/07/2010	1,312179	0,177234	-1,13495		81
28/07/2010	2,505103	0,202654	-2,30245		83
29/07/2010	0,015665	0,120335	0,10467	44	
30/07/2010	0,014954	0,133435	0,118481	51	
02/08/2010	0,018948	0,129281	0,110333	47	
03/08/2010	0,016013	0,118544	0,102531	42	
04/08/2010	0,018893	0,125465	0,106572	46	
05/08/2010	0,016862	0,137407	0,120545	52	
06/08/2010	0,010653	0,128637	0,117984	50	
09/08/2010	0,01478	0,119677	0,104897	45	
10/08/2010	0,030626	0,109016	0,07839	33	
11/08/2010	0,198626	0,094512	-0,10411		43
12/08/2010	0,104028	0,075989	-0,02804		17
13/08/2010	0,013691	0,079617	0,065926	26	
16/08/2010	0,056462	0,06577	0,009308	9	
17/08/2010	0,444503	0,064961	-0,37954		70
18/08/2010	0,082431	0,075793	-0,00664		7
19/08/2010	0,04017	0,086742	0,046571	21	
20/08/2010	0,457202	0,121187	-0,33601		67
23/08/2010	0,020358	0,089126	0,068769	28	
24/08/2010	0,032133	0,10596	0,073827	30	
25/08/2010	0,0291	0,130751	0,101651	41	
26/08/2010	0,360556	0,111885	-0,24867		60
27/08/2010	0,024643	0,10811	0,083467	36	

$$T_+ = 1.070 \quad T_- = 2.585$$

H - Modelos - *Spread*

Tabela H.1: Série: Spread diferenciado Modelo: AR - Auto Regressivo

Modelo: AR(1:7)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
AR1	0,22057	0,09360	0,0184	*
AR2	-0,0910	0,0955	0,3409	
AR3	0,0141	0,0923	0,8780	
AR4	0,2815	0,0874	0,0012	*
AR5	-0,0358	0,0912	0,6949	
AR6	-0,0681	0,0901	0,4492	
AR7	-0,2808	0,08521	0,0009	*
Intercepto	-0,1160	0,1645	0,4807	
AIC	408,95			

I - Modelo GARCH

Conforme descrito por Bollerslev (1986), GARCH é um mecanismo que inclui as variâncias passadas na explicação das variâncias futuras. Mais especificamente, GARCH é uma técnica de séries temporais que permite utilizar o modelo de dependência serial da volatilidade.

Bollerslev (1986) generaliza o trabalho de Engle (1982), propondo o modelo GARCH, que é uma generalização da formulação ARCH. que permite uma memória mais longa (em termos de lags) e uma estrutura de defasagem para a variância mais flexível.

O modelo GARCH pode ser usado para entender a relação entre a volatilidade e os retornos esperados. O modelo é interessantes para analisar o comportamento da volatilidade nas séries financeiras. De forma mais ampla, o modelo analisa a volatilidade (variância condicional), que depende dos retornos passados por meio de uma função quadrática, ainda que o retorno não seja correlacionado serialmente.

Um modelo GARCH(r,s), segundo Morettin e Tolo (2008), é definido por;

$$X_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Onde:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^r a_i X_{t-i}^2 + b_j \sum_{j=1}^s h_{t-j} \quad (1.2)$$

Em que ε_t é uma sequencia de variáveis aleatórias e i.i.d. (0,1), $a_0 > 0$, $a_i \geq 0$, $b_j \geq 0$, $\sum_{i=1}^r (a_i + b_j) < 1$ - para que se tenha um processo assintoticamente (no limite) estacionário de segunda ordem - e $q = \text{Max}(r, s)$.

Ainda com relação aos erros , supõe-se também que são normalmente distribuídos ou seguem uma distribuição *t* de *student*.

Ainda segundo Morettin e Tolo (2008), para facilitar o entendimento pode-se descrever o modelo GARCH (r,s) de outra forma. Para isso associaremos o modelo com um passeio aleatório - diferença martingal v_t .

$$v_t = X_t^2 - h_t \quad (1.3)$$

Onde temos a serie ao quadrado menos a variância.

Sabe-se que v_t é uma sequência de v.a. de média zero, não-correlacionadas, mas com variância não constante. Pode-se escrever a equação a cima também nesta forma:

$$h_t = X_t^2 - v_t = X_t^2 \quad (1.4)$$

De modo que, substituindo na equação (1.2) temos:

$$X_t^2 = a_0 = \sum_{i=1}^q (a_i + b_j) X_{t-1}^2 + v_t - \sum_{j=1}^s b_j v_{t-1}. \quad (1.5)$$

Ou seja, temos um modelo ARMA(q,s) para X_t^2 .

J - Modelos GARCH estimados para os resíduos do AR (1,4 e 7)

Tabela J.1: Modelo: GARCH (1,2)

GARCH (<i>General Autoregressive Condicional Heteroscedasticity</i>)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
a 0	2,379	1,068	0,0259	*
a 1	0,1612	0,9714	0,0969	
b 1	0,000	0,1188	1,000	
b 2	0,0160	0,188	0,8928	
AIC	331,6598			

Tabela J.2: Modelo: GARCH (2,1)

GARCH (<i>General Autoregressive Condicional Heteroscedasticity</i>)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
a 0	2,3730	0,9161	0,0096	*
a 1	0,1465	0,0890	0,0998	
a 2	0,0095	0,1120	0,3916	
b 1	0,0000	0,1940	1,0000	
AIC	334,0806			

Tabela J.3: Modelo: GARCH (2,2)

GARCH (<i>General Autoregressive Condicional Heteroscedasticity</i>)				
Coeficientes	Estimativa	Erro Quadrado	P-valor	Nível de Significância 5%
a 0	2,232	1,6240	0,1693	
a 1	0,1461	0,08550	0,0874	*
a 2	0,0919	0,2548	0,7183	
b 1	0,0000	1,668	1,0000	
b 2	0,0062	0,9850	0,9949	
AIC	349,1517			

K - O conceito Sticky Information (Rigidez da Informação)

De acordo com conceito sticky information (rigidez da informação), usado por Mankiw (2006), a informação está disponível, apenas os agentes do mercado não são atentos, ou são negligentes, e, não fazem o update da informação, na hora de tomar suas decisões econômicas. Mankiw (op. cit.) descreve que essa assumpção, sticky information, pode ser justificada pelo custo de aquisição, absorção e processamento da informação. Mas o enfoque é o lapso temporal (*lag*) e não os problemas, ou consequências, que a informação imperfeita ou assimetria da informação causam aos agentes econômicos ao tomarem decisões não ótimas.

Segundo esse conceito, os agentes só esporadicamente atualizam suas informações na hora de tomar decisões. Segundo estimativas feitas por Mankiw (2006), apenas um quinto (1/5) dos trabalhadores e consumidores atualizam suas informações a cada trimestre, enquanto dois terços (2/3) das firmas se atualizam a cada trimestre. O que significa que para as famílias (households) o tempo médio para a atualização das informações chega a cinco trimestres. Nesse contexto, a rigidez da informação pode ser entendida à semelhança do custo de menu, em relação à rigidez dos preços.

Referências Bibliográficas

- [1] BARCINSKI, A.; **Hedging strategies using a multifactor model for the Brazilian interest rate**. Mimeografado. 2000.
- [2] BERT, L. C.; **A utilização de Modelos Econométricos para a previsão do preço da celulose no mercado internacional**: Uma comparação entre Modelos Univariados e Multivariados. Dissertação. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade e ao Instituto de Matemática - USP. São Paulo. 2004.
- [3] BERK, J. M.; The Information Content of the Yield Curve for Monetary Policy: A Survey. Netherlands. **De Economist**. 1998.
- [4] BERNARD, H. and GERLACH S.; Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence. Switzerland. **Bank for International Settlements Working**. Paper 37. September. 1996.
- [5] BRENNAN, M. J. e SCHWARTZ, E. S.; A Continuous Time Approach to the Pricing of Bonds. **Journal of Banking and Finance**, September. 1979.
- [6] BIAGE, M. *et. al.*; Risco País, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VAR (vetor auto-regressivo). **Anais do XI Congresso do SEP**. Vitória 2006.
- [7] BLANCHARD, O.; **Macroeconomia**. Tradução da Segunda Edição Americana. Editora: Campus. Rio de Janeiro. 2001.
- [8] BOLLERSLEV, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**. 1986.
- [9] BUZZO, W. R. E MOCCELLIN, J. V.; **A Influencia da Temperatura Inicial no Desempenho de um Método Híbrido. Algoritmo Genético - Simulated**

- Annealing para programação Flow Shop Permutacional.** Escola de Engenharia de São Carlos - USP. 1999.
- [10] CHAUVET, M. and POTTER S.; Forecasting recessions using the yield curve. Riverside. **Journal of Forecasting**. June 2001.
- [11] COX, J.C., INGERSOLL, J. E. e ROSS, S.A.; A theory of the term structure of interest rates. **Econometrica**. Vol. 53, No. 21985.
- [12] DOTSEY, M.; **The predictive content of the interest rate term spread for future economic growth**. Richmond. Federal Reserve Bank of Richmond Economic. 1998.
- [13] DUARTE, A. et. al.; Predicting real growth and the probability of recession in the Euro area using the yield spread. **International Journal of Forecasting**. 21: 261-277. 2004.
- [14] ESTRELLA, A; **Why Does the Yield Curve Predict Output and Inflation?** **New York**. Federal Reserve Bank of New York, Working Paper. 2004.
- [15] FERREIRA, A.M.; **Métodos Estatísticos E Delineamento Experimental**. Testes não paramétricos. Escola Superios Agrária Castelo Branco. Portugal. Publicado online em: <<http://docentes.esa.ipcb.pt/mede/apontamentos/testesnaoparametricos.pdf>>
- [16] FISHER, I.; **The Rate of Interest**. New York. MacMillan Company. 1907.
- [17] GALVÃO, A. B. C.; Structural break threshold VARs for predicting the probability of US recessions using the spread. **Journal of Applied Econometrics**. 21. 2006. Published online in < <http://www.interscience.wiley.com> > 2006.
- [18] GLUCKSTERN, M. C. e EID JR., W. G. F.; Aplicação do modelo Hull-White à precificação de opções sobre IDI. **Anais do II Encontro Brasileiro de Finanças**. Rio de Janeiro. 2002.
- [19] GOODFRIEND, M.; **Interest Rate Policy and the Inflation Scare Problem: 1979-1992**. Richmond. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, vol. 79. Winter 1993.

- [20] GOLDFAJN, I. et al. **Índices de Preços no Brasil**. Série: Perguntas mais frequentes. Diretoria de Política Econômica. Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores. BACEN. Brasília-DF. Junho de 2003.
- [21] GOODFRIEND, M.; **Using the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy**. Richmond. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 84/3. Summer. 1998.
- [22] Gujarati, D. N.; **Basic Econometrics**. McGraw-Hill. 3rd edition. Londres. 1995
- [23] HAMILTON, J.D. and Kim D.H.; A Re-Examination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread. **Journal of Money**. Vol. 34. May 2002.
- [24] HAMILTON, J.D.; **Time Series Analysis**. Princeton University Press. Princeton, 1994.
- [25] HARVEY, C.R.; The Real Term Structure and Consumption Growth. **Journal of Financial Economics**, vol. 22, no. 2. December 1988.
- [26] HAUBRICH, J G. and DOMBROSKY M. A.; **Predicting Real Growth Using the Yield Curve**. Cleveland. Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review, vol. 32. 1996.
- [27] HO, T. e LEE, s.; Term Structure Movements and Pricing Interest Rate. Contingent Claims. **Journal of Finance**. December. 1986.
- [28] IRELAND, P.N.; **Long-Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach**. Richmond. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly. 82(1). 1996.
- [29] ISHIBUCHI, H., MISAKI, S. e TANAKA, H.; Modified Simulated Annealing Algorithms for the Flow Shop Sequencing Problem. **European Journal of Operational Research** 81. 1995.
- [30] KIRKPATRICK, S., GELATT, JR C.D. e VECCHI, M.P.; **Optimization by Simulated Annealing**. Dipartimento di Fisica. Università degli Studi di Udine. 1983.

- [31] KRUGER, C.J.C.; **constrained Cubic Spline Interpolation**. Published online in: <<http://www.korf.co.uk/spline.pdf>>.2003.
- [32] LEICHSENRING, D.R.; **Endogeneidade e Mecanismos de Transmissão Entre a Taxa de Juros Doméstica e o Risco Soberano: Uma Revista aos Determinantes do Risco-Brasil**. Dissertação de Mestrado - Universidade de São Paulo, 2004.
- [33] LION, O. M. B.; **Um estudo sobre a modelagem da Estrutura a Termo da Taxa de Juros e a precificação de opções sobre títulos de renda fixa**. Rio de Janeiro. 2002.
- [34] LITTERMAN, R. and SCHEINKMAN. J.; Common Factors Affecting Bond Returns. **Journal of Fixed Income**. 1991.
- [35] LONGSTAFF, F. A. e SCHWARTZ, E. S.; Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two-Factor General Equilibrium Model. **Journal of Finance**. Sep. v. 47, n. 4. 1992.
- [36] LUCAS, JUNIOR, R. E.; Asset Prices in an Exchange Economy. **Econometrica**. vol. 46. November 1978.
- [37] LOPES, FRANCISCO. **Choque heterodoxo, combate à inflação e retomada monetária**. Editora Campus. 2 edição. 1986.
- [38] MCKINLEY, S. e LEVINE, M.; **Cubic Spline Interpolation**. Mathematics Department. College of the Redwoods. Eureka. California. Published online in: <<http://online.redwoods.cc.ca.us/instruct/darnold/laproj/Fall98/SkyMeg/Proj.PDF>>. 1998.
- [39] MESQUITA, M. et al. **Índices de Preços no Brasil**. Série: Perguntas mais frequentes. Diretoria de Política Econômica. Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores. BACEN. Brasília-DF. Fevereiro de 2010.
- [40] MANKIL, N. G.; **Sticky Information in General Equilibrium**. Department Of Economics. Harvard University. Published online in: <www.economics.harvard.edu/faculty/papers>. 2006.

- [41] MISHKIN, F. S.; What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation? **Journal of Monetary Economics**. Vol. 25. 1990.
- [42] MODIGLIANI, F. and R. SUTCH. **Innovations in Interest Rate Policy**. American Economic Review. 1966. Published online in: < <http://www.jstor.org> >
- [43] MONTES, G. C. e FEIJÓ, C. A.; Reputação, credibilidade e transparência da autoridade monetária e o estado de expectativa. **Revsita Economia e Sociedade**. Vol. 16 Campinas. 2007.
- [44] MORETTIN, P. A.; **Econetria financeira - Um curso em Séries Temporais Financeiras**.Edt. Blucher. São Paulo.2008.
- [45] MORETTIN, P.A., e TOLOI, C.M.C..(2006) **Análise de series temporais**. Edt. Blucher.2006.
- [46] SILVA NETO, J. F; **Modelização GARCH Multivariada das taxas de Retorno das Small, Mid e Larg Caps da Zona do Euro**. Tese de Mestrado em Ciências Empresariais. Tese de Mestrado em Ciências Empresariais.Universidade do Porto. Portugal. 2007.
- [47] NIELSEN, C. M.; **The information content of the term structure of interest rates about future inflation** - An illustration of the importance of accounting for a timevarying real interest rate and inflation risk premium. United Kingdom. The Manchester School Supplement. 2006.
- [48] OSMAN, I. H. e POTTS, C. N.; **Simulated Annealing for Permutation Flow-Shop Scheduling**. OMEGA 17. 1989.
- [49] PARK, M. W. e KIM, Y.D.; **A Systematic Procedure for Setting Parameters in Simulated Annealing Algorithms**. Computers & Operations Research. 1998.
- [50] PLOSSER, C. I. and K. ROUWENHORST G. International Term Structures and Real Economic Growth. **Journal of Monetary Economics**. vol. 33. February 1994.

- [51] RIBEIRO, P. F.; **Estrutura a termo da taxa de juros no Brasil e previsibilidade de ciclos econômicos**. EESP - Tese Doutorado. FGV. São Paulo. 2010.
- [52] ROSSI, J. W.; A Estrutura a Termo da taxa de juros: uma síntese. Rio de Janeiro. **IPEA Texto para discussão**. nº 447. Dezembro. 1996.
- [53] SIEGEL C. N.; Parsimonious Modeling of Yield Curves. **Journal of Business**. 60, 4, 473-489. 1987.
- [54] SIMONSEN, Mario H. **Dinâmica macroeconômica**, Rio de Janeiro, Editora McGraw-Hill. 1983.
- [55] SIMS, C. A.; Monetary, income, and causality. **The American Economic Review**. v. 62, p. 540-552, Sep. 1972.
- [56] SHOUSHA, S.; Estrutura a Termo da Taxa de Juros e Dinâmica Macroeconômica no Brasil. Rio de Janeiro. **Revista do BNDES**. V. 15, N. 30, P. 303-345. DEZ. 2008.
- [57] SILVEIRA, G. e BESSADA O. **Análise de Componentes Principais de Dados Funcionais: uma Aplicação às Estruturas a Termo da Taxas de Juros**. Brasília Banco Central do Brasil vol. 73. 2003. Publicado online em <<http://www.bcb.gov.br>>
- [58] TAYLOR, J. B.; **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, vol. 39. 1993.
- [59] TORRES FILHO, E. T.; Crédito Direcionado e Direcionamento do Crédito: Situação Atual e Perspectivas. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, V. 13, N. 25, P. 35-50. JUN. 2006.
- R
- [60] VARELA, M. L. R. e RIBEIRO, R. A.; Utilização de simulated annealing em otimização difusa. **Revista de Investigação Operacional**. Dezembro, 2001.

- [61] VIEIRA NETO, C. A.; **Modelagem da Estrutura a Termo da Taxa de Juros: Dinâmica, Avaliação de Contratos Derivativos, Gerenciamento de Risco e Formulação de Estratégicas.** Tese de doutorado, Universidade de São Paulo - USP. 2001.
- [62] WU, T. Y. H.; **A Relação entre Política Monetária e a Curva de Juros: Evidência empírica da experiência brasileira entre 2004 e 2008.** Instituto de Estudos de Política Econômica - Casa das Garças IEPE/CdG. Texto para Discussão nº 14. Rio de Janeiro. Março. 2009.
- [63] ZEGORDI, S.H., ITOH, K. e ENKAWA, T.; **Minimizing Makespan for Flow Shop Scheduling by Combining Simulated Annealing with Sequencing Knowledge.** **European Journal of Operational Research.** 1995.