

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO – UFRJ
INSTITUTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

AUGUSTO CÉSAR XAVIER ANDRÉA

**OS SPREADS DA ESTRUTURA À TERMO DAS TAXAS DE JUROS CONSEGUEM
PREVER ATIVIDADE ECONÔMICA NO BRASIL?**

RIO DE JANEIRO

2017

AUGUSTO CÉSAR XAVIER ANDRÉA

TÍTULO: Os spreads da estrutura à termo das taxas de juros conseguem prever atividade econômica no Brasil?

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

ORIENTADORA: Viviane Luporini

RIO DE JANEIRO

2017

FICHA CATALOGRÁFICA

A556 Andréa, Augusto César Xavier.

Os Spreads da Estrutura à termo das taxas de juros conseguem prever atividade econômica no Brasil / Augusto César Xavier Andréa. – 2017.

52 p. ; 31 cm.

Orientador: Viviane Luporini

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2017.

Bibliografia: f. 45 – 47.

1. Taxas de juros. 2. Spread. 3. Atividade econômica. I. Luporini, Viviane, orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. III. Título.

CDD 338.5

AUGUSTO CÉSAR XAVIER ANDRÉA

OS SPREADS DA ESTRUTURA A TERMO DAS TAXAS DE JUROS
CONSEGUEM PREVER ATIVIDADE ECONÔMICA NO BRASIL?

Dissertação de Mestrado apresentada ao
Programa de Pós-Graduação em Economia da
Indústria e da Tecnologia (PPGE), do Instituto
de Economia da Universidade Federal do Rio de
Janeiro, como requisito parcial à obtenção do
título de Mestre em Ciências, em Economia.

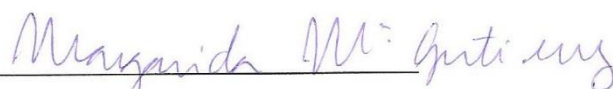
Aprovada em ____ / ____ / _____.



VIVIANE LUPORINI (orientadora)



ANTÔNIO LUIS LICHA



MARGARIDA MARIA GOMES PEREIRA SARMIENTO GUTIERREZ

ANDRÉ DE MELO MODENESI (suplente interno)

JULIA DE MEDEIROS BRAGA (suplente externo)

RESUMO

ANDRÉA, Augusto César Xavier. Os spreads da estrutura à termo das taxas de juros conseguem prever atividade econômica no Brasil? Rio de Janeiro, 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

A literatura internacional já vem pesquisando sobre o spread das taxas de juros básicas de curto e longo prazo impactarem a atividade econômica real e as teorias por trás deste “fato estilizado”. O objetivo dessa dissertação é ver se o spread da taxa de juros básica de curto e longo prazo da economia brasileira consegue prever atividade econômica para o caso brasileiro, dadas as particularidades existentes. Três métodos de previsão da atividade econômica serão estudados: cumulativo, marginal e ano contra ano. Inicialmente, será utilizado um modelo básico linear, onde tem-se o spread como única variável independente. Posteriormente, além da utilização de um modelo que explora a dinâmica dos erros, será adicionada a defasagem da variável dependente. Os resultados encontrados mostram que o spread consegue prever para alguns horizontes à frente a atividade econômica, principalmente 6, 9 e 12 meses, sugerindo que há conteúdo informacional na inclinação da curva de juros. Através dos resultados, o trabalho busca apresentar um modelo de previsão dinâmica para os principais horizontes. As conclusões deste estudo sugerem que as autoridades brasileiras se atentem a mais um indicador para a tomada de decisão da política monetária.

Palavras-chave: Spread, Estrutura à termo das Taxas de juros, Atividade Econômica

ABSTRACT

ANDRÉA, Augusto César Xavier. Os spreads da estrutura à termo das taxas de juros conseguem prever atividade econômica no Brasil? Rio de Janeiro, 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

The international literature has been researching on the spread of short and long-term basic interest rates to impact real economic activity and the theories behind this "stylized fact". The objective of this dissertation is to see if the spread of the short and long term basic interest rate of the Brazilian economy can predict economic activity for the Brazilian case, given the particularities that exist. Three methods of forecasting economic activity will be studied: cumulative, marginal and year by year. Initially, a basic linear model will be used, where the spread is the only independent variable. Subsequently, in addition to the use of a model that explores the dynamics of errors, a lag of the dependent variable will be added. The results show that the spread can forecast for some horizons ahead the economic activity, mainly 6, 9 and 12 months, suggesting that there is informational content in the slope of the yield curve. Through the results, the work seeks to present a dynamic prediction model for the main horizons. The conclusions of this study suggest that the Brazilian authorities focus on one more indicator for monetary policy decision making.

Keywords: Spread, Term Structure of Interest Rates, Economic Activity

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - Matriz de Correlação – Método Cumulativo.....	22
TABELA 2 - Matriz de Correlação – Método Marginal.....	23
TABELA 3 - Matriz de Correlação – Ano contra Ano.....	24
TABELA 4 - Regressão Básica – Mudança Cumulativa.....	26
TABELA 5 - Regressão Básica – Mudança Marginal.....	27
TABELA 6 - Regressão Básica – Ano contra Ano.....	30
TABELA 7 - Regressão Básica com defasagem – Mudança Cumulativa.....	31
TABELA 8 - Regressão Básica com defasagem – Mudança Marginal.....	32
TABELA 9 - Regressão Básica com defasagem – Ano contra Ano.....	33
TABELA 10 - Regressão MA(1) – Mudança Cumulativa.....	36
TABELA 11 - Regressão MA(1) – Mudança Ano contra Ano.....	38

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - Spread americano e recessões.....	21
FIGURA 2 - Gráfico das mudanças Marginais e Cumulativas.....	28
FIGURA 3 - Gráfico de mudança Ano contra Ano – horizonte de 6 meses à frente.....	29
FIGURA 4 - FAC: método cumulativo.....	34
FIGURA 5 - FAC: método Ano contra Ano.....	35
FIGURA 6 - FAC MA(1): método cumulativo.....	37
FIGURA 7 - FAC MA(1): método Ano contra Ano.....	39
FIGURA 8 - Método Cumulativo MA(1) – Horizonte de previsão de 9 meses à frente.....	40
FIGURA 9 - Método Cumulativo/YoY MA(1) – Horizonte de previsão de 12 meses à frente...	41
FIGURA 10 - Método YoY MA(1) – Horizonte de previsão 6 meses à frente.....	42
FIGURA 11 - Método YoY MA(1) – Horizonte de previsão 9 meses à frente.....	43

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	8
2 POR QUE O SPREAD CONTERIA INFORMAÇÕES SOBRE A ATIVIDADE REAL?.....	9
2.1 Teoria da Posição da Política Monetária.....	9
2.2 Teoria do Consumo Intertemporal Suavizado.....	12
2.3 Qual das duas teorias está correta? Ou estariam as duas erradas?.....	15
3 A CAPACIDADE PREDITIVA DO SPREAD NO BRASIL.....	18
3.1 Dados e Metodologia.....	18
3.2 Questões Econométricas.....	20
3.3 O que esperar dos resultados?.....	20
3.3.1 O Caso Americano.....	21
3.3.2. O Caso Brasileiro.....	21
3.3.2.1 Matriz de Correlação: a seleção do melhor spread.....	22
3.3.2.2 Resultados.....	25
3.3.2.3 Medindo a Informação na Estrutura à Termo.....	30
3.3.2.4 Questões Econométricas e Autocorrelação dos Resíduos.....	34
3.3.2.5 Introdução de Série de Tempo com erros.....	35
4 PREVISÕES.....	40
5 CONCLUSÃO.....	44
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	45
ANEXO.....	48

1 INTRODUÇÃO

A inclinação da estrutura a termo das taxas de juros (ETTJ) tem se mostrado um bom antecessor para inflação e atividade econômica real. Especificamente, o spread (a diferença) entre as taxas de juros de longo prazo e curto prazo dos títulos do governo aparece na literatura internacional como um regressor significativo em equações que preveem a atividade econômica futura, como PIB e produção industrial. Essas relações preditivas vêm ganhando robustez ao longo do tempo e entre diferentes países, com resultados mais fortes sendo encontrados para a América do Norte e Europa.

Evidências empíricas sobre o poder preditivo da curva a termo datam desde o fim da década de 80. Harvey (1988) observou uma relação preditiva entre a estrutura a termo das taxas de juros (ETTJ) e o consumo suavizado intertemporal. Estrella e Hardouvelis (1991) fizeram testes utilizando os spreads dos títulos do tesouro americano de 3 meses e 10 anos como regressor para PIB e seus componentes e também para recessões (classificadas pela NBER) nos Estados Unidos. Os resultados foram significativos para prever PIB, consumo, investimento e recessões, principalmente para o período de 4 a 6 trimestres a frente. Estrella e Mishkin (1997) e Bernard e Gerlach (1998) encontraram resultados fortes para diversos outros países, principalmente na Europa.

Em Estrella e Mishkin (1995), os autores examinam as relações da curva de juros, inflação futura e atividade econômica em cinco países (EUA, França, Itália, Inglaterra e Alemanha). Eles utilizam as medidas de spread da curva de juros e chegam a conclusão de que, em geral, há bom poder preditivo nas curvas de juros para inflação futura e atividade econômica real futura.

O objetivo desta dissertação é verificar em que medida o spread da taxa de juros básica da economia pode afetar atividade econômica real para o caso brasileiro. No próximo capítulo faremos uma revisão das duas teorias mais aceitas internacionalmente acerca da justificativa do porquê o spread consegue ter capacidade preditiva. No capítulo três apresentaremos a metodologia para as inferências do caso brasileiro, apontando as devidas particularidades. No capítulo quatro faremos previsões para a atividade econômica real de acordo com os resultados apresentados no capítulo anterior. E finalmente, no capítulo cinco, concluiremos o trabalho, destacando os resultados.

2 POR QUE O SPREAD CONTERIA INFORMAÇÕES SOBRE A ATIVIDADE REAL?

Apesar de muitos estudos empíricos terem sido feitos, no sentido de confirmar o caráter preditivo do spread da curva à termo para inflação e atividade econômica real, a parte teórica se mostrou um pouco mais limitada. Não se tem uma teoria universalmente aceita sobre o assunto. Muitos ainda classificam a capacidade do spread da ETTJ de prever atividade econômica e inflação como um fato estilizado, que não está muito claro, como visto em Plosser e Rouwenhorst (1994) e Dotsey (1998).

Atualmente existem duas principais explicações do motivo de o spread da curva a termo nominal contenha informações à cerca da atividade real. A primeira teoria, que também contribuiria para o motivo da inflação ser prevista, lida com a política monetária, enquanto que a segunda lida com as interações entre spread da ETTJ e crescimento econômico futuro com a suavização do consumo intertemporal.

2.1 Teoria da Posição da Política Monetária

De acordo com a teoria das expectativas, a estrutura a termo é “forward-looking”, ou seja, reflete as expectativas de mercado sobre as condições econômicas futuras. A Hipótese das Expectativas relata que as mudanças nas taxas de juros de longo prazo ocorreriam através da variação das taxas de juros esperadas de curto prazo. Seguindo o trabalho de Campbell e Shiller (1991), com títulos de desconto puros,

$$R_{n,t} = \left(\frac{1}{k}\right) \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{m,t+mi} + C_{n,m,t}, k = n/m \quad (1)$$

Onde $R_{n,t}$ é valor nominal dos juros em um título de n-períodos e $C_{n,m,t}$ é o prêmio a termo que pode variar com n , m e t^2 . Usualmente a Hipótese das Expectativas é expressa com $m = 1$, que representa taxas futuras esperadas. Logo, $C_{n,t} \equiv C_{n,1,t}$ e a taxa curta $R_t \equiv R_{1,t}$. A equação acima indica que o rendimento de um título de n-períodos é igual a um prêmio a termo mais a média das expectativas de curto prazo até $n-1$ períodos no futuro.

A primeira visão argumenta que o spread da curva a termo ajudaria a prever inflação porque esta responde as ações de política monetária e porque o spread reflete a postura da

política monetária. A intuição por trás dessa visão pode ser explicada quando reescrevemos a equação (1) com $m = 1$:

$$R_{n,t} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t R_{t+i} + C_{n,t} \quad (2)$$

Essa equação iguala as taxas de longo prazo com a média das taxas esperadas de curto prazo mais o prêmio de risco. O primeiro termo a direita da equação reflete o que os participantes de mercado esperam das taxas médias de curto prazo. Intuitivamente, por conta das taxas de longo prazo refletirem a média das taxas de curto prazo por um intervalo de tempo relativamente grande, as taxas de longo prazo podem prover um benchmark razoável para a comparação com as taxas de curto prazo. A ideia de que a política monetária é restritiva refletiria que as taxas de curto prazo estão relativamente mais altas comparadas com as taxas de longo prazo, resultando em um spread da estrutura a termo muito pequeno ou até negativo, por exemplo. Por outro lado, uma visão de que a política monetária é acomodatória refletiria que as taxas de curto prazo são menores comparadas com as taxas de longo prazo, logo teríamos um spread grande.

Outra observação é de que analistas que compactuam com essa visão (de que o spread reflete a postura da política monetária) esperam uma queda no spread da ETTJ quando a política monetária é restritiva. As taxas de juros de curto prazo se movimentam muito próximas da taxa de juros que servem como instrumento de política monetária (taxa Selic, por exemplo). Com uma política monetária restritiva, as taxas de curto prazo sobem perto de uma proporção 1 para 1. Apesar das taxas de longo prazo poderem reagir a política adotada, dificilmente vão subir na mesma proporção. Como resultado, o spread da curva à termo normalmente cai com esse tipo de política monetária.

A partir dessa visão, o spread da ETTJ ajuda a prever inflação porque reflete a postura da política monetária e as variáveis econômicas respondem as ações de política monetária. Assim, um spread da curva a termo baixo ou negativo prevê como resposta a uma política monetária restritiva a queda da atividade econômica real e da inflação. Reciprocamente, um alto spread da taxa de juros prevê como resposta a uma política monetária acomodatória, um aumento do produto real e da inflação.

Uma segunda visão do motivo da do spread da ETTJ ajudaria a prever inflação e atividade econômica seria de que o spread reflete a direção das mudanças da inflação futura. Para vermos como a hipótese das Expectativas mostra a relação entre as taxas de longo prazo e expectativa de inflação, podemos substituir as taxas de juros nominais de curto prazo na

equação (1) pela soma das expectativas das taxas de curto prazo e das expectativas de inflação. A expressão para as taxas de longo prazo é

$$R_{n,t} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i} + \pi_{t+1+i} + C_{n,t})$$

$$R_{n,t} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t r_{t+i} + \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t \pi_{t+1+i} + c_{n,t} \quad (3)$$

Onde r_t é a taxa real de um período e π_{t+1} é a inflação de um período de t até $t+1$. Utilizando a equação (3), o spread da curva a termo, construído como a diferença entre o rendimento de um título de n -períodos e de um período é igual a

$$R_{n,t} - R_t = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i} - r_t) + \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t(\pi_{t+1+i} - \pi_{t+1}) + c_{n,t}$$

Então, se o spread da estrutura a termo $R_{n,t} - R_t$ indica mudanças na direção da taxa real esperada $\left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t(r_{t+i} - r_t)$, a direção da inflação esperada $\left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=0}^{n-1} E_t(\pi_{t+1+i} - \pi_{t+1})$ e do prêmio de risco ($c_{n,t}$) mudam. Se a variação do spread é amplamente explicada pela variação da mudança da inflação esperada, então o spread da ETTJ ajuda a prever mudanças na inflação caso as expectativas do mercado estejam corretas (na média).

O prêmio de risco explica porque a ETTJ geralmente está apontada para cima, ou seja, com a taxa de juros de longo prazo tendo rendimentos maiores que as taxas de curto prazo. Porém, se a curva fica flat ou apontada para baixo é porque o mercado espera que as taxas de curto prazo caiam.

Assim, por essa segunda visão, uma política monetária restritiva pode produzir dois resultados: recessão e queda na inflação (consequentemente queda nas expectativas de inflação). Se a política monetária restritiva (ex: aumento da taxa de curto prazo) for temporária, a queda na expectativa de inflação automaticamente garante que as taxas de longo prazo aumentem mais do que as de curto prazo, causando um achatamento da posição da curva. Simetricamente, uma política monetária expansionista causa uma inclinação positiva da curva e uma expansão econômica.

2.2 Teoria do Consumo Intertemporal Suavizado

Em contraste as explicações que se concentram na política monetária, as teorias de consumo intertemporal derivam de uma relação entre a inclinação da ETTJ e atividade econômica real futura, como por exemplo vistos em Harvey (1988) e Hu (1993). Pelo modelo de Harvey (1988), o consumidor enfrenta o seguinte problema de planejamento: considere um consumidor representativo com utilidade separável que recebe uma dotação em uma economia de troca. Esse consumidor pode escolher consumir a dotação ou investir P_{ij} em $i = 1, \dots, N$ ativos com $j = 1, \dots, k$ maturidades. Expectativas no tempo t estão condicionadas as informações em I_t , que contém todas as informações sobre o ambiente em t . O Consumo C_t é medido em t de acordo com I_t .

$$\max_{\{C_t, \{P_{ij,t}\}_{t=0}^{\infty}\}} \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t E[U(C_t)|I_0], \quad 0 < \delta < 1$$

Onde δ é o fator de desconto do consumidor. O consumidor é forçado a gastar no tempo t somente a dotação e os rendimentos advindos da venda de ativos já reservados para financiar o consumo corrente e novas aquisições.

As condições de primeira ordem que caracterizam a solução desse problema podem ser escritas da seguinte maneira

$$E \left[\delta^j \frac{U'(C_{t+j})}{U'(C_t)} (1 + R_{ij,t}) - 1 \middle| I_t \right] = 0, \quad (4)$$

$$i = 1, \dots, N, \quad j = 1, \dots, k,$$

Onde $R_{ij,t}$ é o retorno real de j -períodos no ativo i do tempo t para o tempo $t + j$. Vão existir $N \times k$ condições, correspondendo a N ativos disponíveis e k períodos. Para concentrar a análise, Harvey (1988) examina somente os títulos do tesouro. $R_{j,t}$, representa o retorno real em um título de j -períodos. A equação acima fornece as condições necessárias para o modelo de consumo intertemporal baseado em precificação de ativos.

A equação (4) deflagra uma relação não linear entre a taxa da utilidade marginal e as taxas de juros. A taxa de juros real, $R_{j,t}$, representa o retorno do período t até $t + j$. Se é sabido o valor no período t e os parâmetros são conhecidos, é possível resolver para a taxa da utilidade marginal. Com algumas funções, a utilizada marginal pode ser ligada a taxa de

crescimento do consumo. Com essa especificação, as taxas de juros reais poderiam prever o crescimento econômico futuro.

Na prática, a taxa de juros real não é conhecida no período t . Assim, Harvey (1988) estima a taxa de juros real esperada e testa se elas contêm informação sobre o crescimento econômico futuro. Ele utiliza uma especificação linear, na qual a utilidade é representada por um risco de aversão relativo constante:

$$U(C, \alpha) = \frac{C^{1-\alpha} - 1}{1 - \alpha} \text{ se } \alpha > 0, \quad \alpha \neq 1,$$

$$= \ln(C) \text{ se } \alpha = 1.$$

Utilizando essa equação e reescrevendo as condições, chegamos a seguinte equação, colocando crescimento esperado do consumo à esquerda:

$$E_t \left[\ln \frac{C_{t+j}}{C_t} \right] = \frac{j}{\alpha} \ln \delta + \frac{v_j}{2\alpha} + \frac{1}{\alpha} E_t [\ln(1 + R_{j,t})], \quad (5)$$

Onde v_j é uma condicional de variância, assumida como constante. O coeficiente $\frac{1}{\alpha}$ pode ser interpretado como uma elasticidade, assim como o coeficiente sobre aversão do risco relativa. Na teoria do Ciclo de Renda Permanente, esse coeficiente seria considerado como a elasticidade de substituição intertemporal. Também pode ser interpretado como a sensibilidade do crescimento do consumo a mudanças nas expectativas das taxas reais.

Reescrevendo a equação (5), utilizando a diferença entre as taxas anualizadas de diferentes maturidades e a taxa anualizada de curto prazo, teremos:

$$\Delta C_{t+1:t+j} = \beta_0^j + \beta_1 E_t [yS_{j,t}] + \beta_2 E_t [r_{1,t}] + u_{j,t+j} \quad (6)$$

Onde

$$\Delta C_{t+1:t+j} = \ln \frac{C_{t+j}}{C_t}$$

$$yS_{j,t} = \ln \frac{1+R_{j,t}}{(1+R_{1,t})^j}$$

$$r_{1,t} = \ln(1 + R_{1,t})^{j-1}$$

e $u_{j,t+j}$ é o erro de previsão. Os coeficientes devem igualar

$$\beta_0^j = \frac{1}{\alpha} \ln \delta^{j-1} + \frac{v_j - v_1}{2\alpha}, \quad \beta_1, \beta_2 = \frac{1}{\alpha}$$

Através do modelo acima, Harvey (1988) buscou explicar a correlação entre o spread da estrutura a termo das taxas de juros e crescimento econômico futuro com o consumo intertemporal suavizado. Ou seja, consumidores que racionalmente preveem uma recessão um ano a frente aumentariam a sua poupança presente (através da venda de instrumentos financeiros de curto prazo) para que haja um maior consumo no futuro (compra de títulos para um ano à frente), assim as taxas de curto prazo subiriam e as taxas de longo prazo cairiam antes da queda do crescimento da economia, fazendo com que a ETTJ aplaine ou inverta. Dessa maneira, a correlação entre o spread real da ETTJ e atividade econômica futura seria independente da natureza de choques na economia e do regime de política monetária.

A partir dessa visão o conteúdo preditivo do spread da curva a termo pertence a estrutura a termo real, ao invés da nominal. O fato de que o conteúdo preditivo intrínseco a ETTJ real se traduz (ou não) na ETTJ nominal, depende crucialmente nas propriedades estocásticas da inflação, em particular na persistência inflacionária. Consequentemente, dependeria, em último caso, do regime de política monetária. Em um caso limite, se a inflação for um passeio aleatório puro, onde as inovações são permanentes, um choque na inflação em um período elevaria as expectativas de inflação no mesmo valor, não afetando a curva a termo nominal, dada uma curva a termo real. Nesse caso o conteúdo preditivo do spread intrínseco a curva a termo real se traduz em 1 para 1 na curva a termo nominal. Por outro lado, se a inflação tiver pouca persistência (caso do padrão ouro e de alguns países com metas de inflação), um choque na inflação aumenta unicamente as expectativas de inflação de curto prazo, não afetando as expectativas de longo prazo. Dessa forma, dada uma curva a termo real, aumentando as taxas de curto prazo e mantendo as taxas de longo prazo sem mudança, a curva nominal é afetada, obscurecendo o conteúdo informacional da curva a termo real.

Segundo Tsatsaronis e Smets (1997), essa visão baseada no consumo intertemporal suavizado, falha em explicar o forte poder preditivo contido no spread da curva a termo nominal para a atividade real e o porquê variações na informação contidas no spread são correlacionadas com fatores nominais como performance histórica da inflação, além da prevalência do regime de metas cambias.

2.3 Qual das duas teorias está correta? Ou estariam as duas erradas?

Laurent (1988,1989) argumenta que a ETTJ reflete as posições da política monetária e encontra que o spread da curva a termo prevê mudanças no crescimento real da economia. Por outro lado, diversos estudos encontraram que o spread da curva a termo tem poder preditivo significativo para crescimento econômico, independente da informação contida em termos de política monetária corrente e futura, sugerindo que a política monetária sozinha não explica toda relação observada em Estrella e Hardouvelis (1991).

Bordo e Haubrich (2004) discutiram um ponto crucial: se a análise quer discriminar entre as duas teorias previamente mostradas, então é preciso que seja examinado períodos durante o qual as duas teorias não sejam observacionalmente equivalentes, e por uma questão de lógica, as chances de se acharem tais períodos aumenta (1) com o tamanho do período a ser analisado (quanto maior o período, maiores as chances); e (2) com uma variedade de políticas monetárias analisadas, pela simples razão, de que em ambas explicações, a política monetária desempenha, direta ou indiretamente, um papel crucial.

Bordo e Haubrich (2004) sugerem em seu trabalho, uma maneira de medir a performance da credibilidade dos regimes de política monetária. Como no padrão ouro a inflação era temporária (e trazida sob controle por um mecanismo de fluxo preço-espécie), e na época pós Bretton Woods a inflação ficava alta por longos períodos, a persistência de inflação apareceu como um fator chave dos regimes. Assim, em regimes credíveis, como o padrão ouro, a inflação mostrava pouca resistência. Já em regimes pouco credíveis, como pós Bretton Woods, a inflação mostrava uma maior persistência.

Com essa maneira de examinar os regimes, eles chegaram na conclusão de que em regimes com pouca credibilidade, a curva a termo vai gerar melhor previsão. Assim, choques nominais aumentam tanto as taxas de curto e longo prazo, sem afetar o spread relativo entre eles. Em regimes com credibilidade, os choques nominais vão mover as taxas de curto prazo, mas não as de longo prazo, adicionando ruídos nos sinais vindo do spread real da curva a termo.

Os achados de Bordo e Haubrich (2004), além de mostrarem o fato estilizado de que a curva à termo prevê crescimento futuro no período analisado entre 1875-1997, reforçam a noção de que o regime monetário é crítico para a interpretação da curva e que a ETTJ é condicionada ao regime de política monetária.

Benati e Goodhart (2007) consideram o modelo de investigação feito por Bordo e Haubrich (2004) um “divisor de águas”, já que com exceção de Kessel (1965), eles foram os únicos a prever o conteúdo do spread para longos períodos de dados. Apesar disso, Bordo e Haubrich (2004) sofrem de um problema: só investigam se o spread da taxa de juros contém informação além do que foi codificado no crescimento do produto defasado, faltando a informação crucial se o spread contém informação além da codificada em outras variáveis macroeconômicas, principalmente medidas de posição da política monetária.

Benati e Goodhart (2007) encontram fortes evidências de que a previsão de crescimento do PIB e o poder de previsão marginal dos regressores individuais do PIB mudaram ao longo do tempo. Outro ponto foi que eles não encontraram evidências que apoiassem qualquer uma das duas teorias discutidas do porquê o spread da ETTJ contém poder preditivo para crescimento econômico. De um lado, a explicação da “curva a termo real” é contradita pelo fato de que EUA, Reino Unido e Canada tiveram, depois da Segunda Guerra Mundial, uma grande redução da inflação persistente identificada não acompanhada por uma queda no poder preditivo marginal do spread em comparação com a informação já codificada no crescimento da atividade defasada. Por outro lado, a explicação baseada na política monetária, aparece como incompatível com o fato de que resultados para os EUA durante o entreguerras e pós Segunda Guerra Mundial apontam para períodos no qual o spread exibiu poder de previsão para crescimento na atividade além do codificado na taxa de juros de curto prazo. Em particular, durante a recessão de Volcker e entre 2000-2001, o spread claramente parece ter informação adicional comparado com a contida na medida simples de posição da política monetária.

Apesar disso, Benati e Goodhart (2007) ficam impressionados com os aumentos do conteúdo preditivo marginal do spread nos períodos no qual o regime de política monetária é mais incerto. Assim, se o regime fosse conhecido e tivesse credibilidade, os agentes provavelmente deduziriam muito do caminho das taxas de curto prazo atuais de juros, inflação e atividade econômica, impactando no conteúdo preditivo marginal do spread. Porém, quando o regime ficasse imprevisível, pelo menos algum termo de risco teria que ser adicionado as expectativas das taxas futuras de curto prazo.

Os estudos ainda não apontam com clareza qual das duas teorias explicam o motivo do spread da ETTJ prever atividade econômica e inflação. Como o Brasil tem grandes mudanças na política monetária, pouca credibilidade e um viés de curto prazo, podemos classifica-lo como um país incerto para cenários mais longos. De acordo com Benati e Goodhart (2007) e Bordo e

Haubrich (2004), isso tornaria o conteúdo preditivo marginal do spread maior e tenderia para uma explicação baseada na política monetária.

3 A CAPACIDADE PREDITIVA DO SPREAD NO BRASIL

No capítulo anterior abordamos as explicações teóricas à cerca das hipóteses de o spread da ETTJ prever a atividade econômica. Neste tópico vamos falar um pouco sobre os dados utilizados e suas particularidades, fazendo observações para as diferenças entre o modelo utilizado por Estrella e Hardouvelis (1991) e o que faremos.

3.1 Dados e Metodologia

Os dados de PIB real são trimestrais e seriam a melhor escolha de série para a medida de atividade, como o que foi feito por Estrella e Hardouvelis (1991), porém, a base de dados que vai ser utilizada para o caso brasileiro, fornecida pela ANBIMA, começa em setembro de 2009, tornando a série muito curta para a análise trimestral. Por conta disso, a dissertação vai utilizar dados mensais de medida de atividade: o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br). Também poderia ser utilizada a taxa de desemprego como medida de atividade, porém a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) foi encerrada em fevereiro de 2016 e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua) teve início em 2012, ou seja, nenhuma das duas engloba todo o período estudado.

A variável dependente será analisada de três formas diferentes em nossos modelos:

A. A variável dependente na regressão básica é o IBC-Br anualizado cumulativo ajustado sazonalmente com mudança percentual:

$$Y_{t,t+k} = \left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right)\right] \quad (1)$$

Onde k é o horizonte de previsão em meses, y_{t+k} é o nível do indicador de atividade durante os $t + k$ meses e $Y_{t,t+k}$ é a variação percentual do mês atual t até o mês futuro $t + k$.

B. Vai ser examinada a capacidade preditiva da variação marginal percentual nos indicadores de atividade do mês futuro $t + k - j$ até o mês futuro $t + k$, definido como:

$$Y_{t+k-j,t+k} = \left(\frac{1200}{j}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-j}}\right)\right] \quad (2)$$

Observe que a mudança cumulativa percentual $Y_{t,t+k}$ é a média das mudanças marginais consecutivas $Y_{t+i-1,t+i}$ para $i = 1, 2, 3, \dots, k$.

C. Vamos analisar o retorno anualizado dos indicadores de atividade, deslocado k meses à frente:

$$Y_y = Y_{t+x,t+x+12}$$

$$y_y = \left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}}\right)\right] \quad (3)$$

Veja que o crescimento é sempre ano contra ano e o horizonte de previsão que vai deslocar este crescimento.

Estrella e Hardouvelis (1991) utilizam duas taxas para construir a estrutura a termo, um título do governo de 10 anos (R_t^L) e uma nota do tesouro de 3 meses (R_t^S). Ambas as taxas são anualizadas. A partir disso se tem a medida do spread, com a diferença entre as duas taxas:

$$SPREAD \equiv R_t^L - R_t^S \quad (4)$$

As taxas utilizadas são as médias das taxas mensais ao invés de uma taxa de final de mês ou em outro ponto no tempo. Como a preocupação é com a previsão da atividade real, faz mais sentido pensar numa média do período. Além disso, a chance de haver erros com ponto no tempo seria maior já que estaria levando em consideração somente uma observação.

A medida de SPREAD para o caso brasileiro será um pouco diferente da mostrada acima. Primeiro ponto a comentar é que não temos, como nos EUA, taxas prefixadas com data de vencimento móveis de 3 meses, 10 anos e outras. No Brasil, os títulos do tesouro contam com uma data fixa de vencimento, tornando a avaliação entre a taxa de curto prazo e longo prazo um pouco mais complicadas. Para lidar com esse problema vamos utilizar os dados de Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada pela ANBIMA. Utilizando o modelo proposto por Svensson (1994), a ANBIMA (Anexo I) usa da premissa básica para estimação das curvas de juros a de que o preço de um título de renda fixa é igual ao fluxo de caixa descontado prometido pelo emissor. Dessa forma, conseguimos ter diversos tipos de vencimento por tempo.

Como vimos, Estrella e Hardouvelis (1991) escolhem de forma arbitrária a taxa de juros de curto prazo e de longo prazo como sendo a de 3 meses e 10 anos. Porém, mesmo com a utilização dos dados fornecidos da ANBIMA não conseguiremos replicar a taxa de 10 anos. A taxa mais longa fornecida é de 8,5 anos, logo o SPREAD mais próximo de 3 meses e 10 anos, para o caso brasileiro, será o de 3 meses e 8,5 anos.

Existia a possibilidade de somente olharmos o SPREAD entre a taxa curta estimada de 3 meses e a taxa longa estimada de 8,5 anos, porém, decidimos selecionar o melhor spread a partir de uma análise prévia de correlação. Vamos analisar mais à frente a correlação entre os diversos spreads que possam ser considerados como a diferença entre uma taxa de juros de longo prazo e curto prazo e a atividade econômica real futura.

3.2 Questões Econométricas

A equação básica do modelo tem a seguinte forma:

$$Y_{t,t+k} = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD + \sum_{i=1}^N \beta_i X_{it} + \epsilon_t$$

Onde $Y_{t,t+k}$ e $SPREAD$ foram definidos nas equações (1) a (4), e X_{it} representa as outras variáveis durante o período t . Nossos dados são mensais e iremos fazer previsões até 18 meses à frente. Sabendo dos problemas econométricos que podemos ter com autocorrelação serial e heterocedasticidade nos termos de erro da regressão, utilizaremos erros padrões robustos.

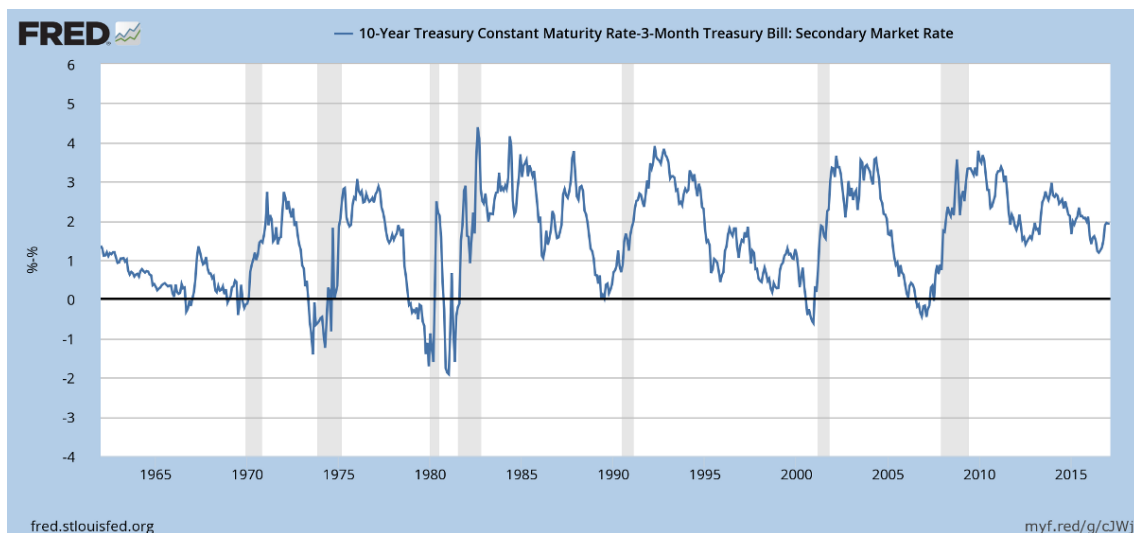
3.3 O que esperar dos resultados?

Apesar das particularidades envolvendo os dados, espera-se que os resultados para o caso brasileiro sejam semelhantes, em algum nível, aos estudos feitos para os Estados Unidos. Assim, em pelo menos um modelo, gostaríamos de ver o SPREAD impactando a atividade real de forma significativa. E à medida em que existir possibilidade de melhora nos modelos, os ajustes irão sendo feitos.

3.3.1 O Caso Americano

Já comentamos acima a maneira que Estrella e Hardouvelis (1991) estimaram o SPREAD e como seguiremos a estimação para o caso brasileiro em diante. Porém, antes de seguir em frente, vale um breve comentário sobre o SPREAD entre as taxas fixas de 10 anos e 3 meses para o caso americano. No gráfico abaixo vemos que todas às vezes em que o SPREAD ficou negativo, ele antecedeu uma recessão (classificação NBER), com exceção da “crise fantasma” de 1966, quando o S&P sucumbiu 22%. Ela tinha sido anteriormente classificada como recessão pela NBER, porém posteriormente foi retirada.

FIGURA 1



Fonte: Federal Reserve Economic Data

Esse gráfico consegue resumir o quão interessante o SPREAD pode ser para a previsão de atividade econômica real.

3.3.2 O Caso Brasileiro

No caso brasileiro, como dito anteriormente, a quantidade de dados é pequena, fazendo com que um gráfico nos mesmos moldes do caso americano não tenha muita informação. Assim, seguimos em frente na análise dos dados e entendimento dos mesmos.

3.3.2.1 Matriz de Correlação: a seleção do melhor spread

Vamos olhar três tabelas de correlação para que possamos justificar a escolha do SPREAD.

Em rosa se encontram as correlações acima de 0,6. Em amarelo estão as correlações do spread mais próximo ao de 10 anos e 3 meses do caso americano, o de 8,5 anos e 3 meses. Os números em negrito na parte de cima das tabelas representam o valor do crescimento x meses à frente. Do lado esquerdo estão os Spreads entre as taxas de juros de curto prazo e longo prazo, sendo que $Mz = z$ meses e $pY = p$ anos. Assim, a correlação entre o indicador de atividade real 6 meses à frente e o SPREAD entre as taxas de curto prazo de 2 meses e 2 anos é 0,61 no método cumulativo de atividade real.

TABELA 1

		ATIVIDADE ECONÔMICA REAL (MESES À FRENTE) - MÉTODO CUMULATIVO												
		1	2	3	6	9	12	15	18	21	24	36	48	60
	M1_1Y	0,36	0,46	0,56	0,53	0,29	0,24	0,39	0,30	-0,31	-0,34	0,70	0,88	0,80
	M1_2Y	0,32	0,40	0,49	0,59	0,39	0,35	0,47	0,38	-0,23	-0,30	0,74	0,92	0,88
	M1_3Y	0,28	0,35	0,42	0,60	0,45	0,41	0,54	0,46	-0,17	-0,25	0,73	0,91	0,91
	M1_5Y	0,24	0,30	0,35	0,60	0,51	0,48	0,60	0,55	-0,08	-0,19	0,70	0,88	0,92
	M1_8,5Y	0,22	0,26	0,29	0,58	0,54	0,53	0,63	0,61	0,01	-0,16	0,66	0,84	0,91
	M2_1Y	0,36	0,46	0,57	0,56	0,32	0,26	0,36	0,28	-0,28	-0,34	0,73	0,91	0,82
	M2_2Y	0,31	0,39	0,48	0,61	0,42	0,36	0,45	0,37	-0,20	-0,29	0,76	0,93	0,90
	M2_3Y	0,27	0,34	0,41	0,62	0,47	0,44	0,52	0,45	-0,13	-0,24	0,75	0,92	0,92
	M2_5Y	0,23	0,28	0,33	0,61	0,53	0,51	0,58	0,55	-0,04	-0,18	0,71	0,88	0,93
	M2_8,5Y	0,21	0,24	0,27	0,59	0,56	0,55	0,62	0,60	0,05	-0,14	0,66	0,84	0,92
	M3_1Y	0,35	0,45	0,57	0,58	0,34	0,27	0,35	0,27	-0,26	-0,33	0,75	0,92	0,84
	M3_2Y	0,30	0,38	0,47	0,62	0,44	0,38	0,45	0,37	-0,17	-0,27	0,77	0,94	0,91
	M3_3Y	0,25	0,32	0,39	0,63	0,50	0,46	0,52	0,46	-0,10	-0,22	0,75	0,92	0,93
	M3_5Y	0,21	0,25	0,30	0,62	0,56	0,53	0,58	0,55	0,01	-0,15	0,71	0,87	0,93
	M3_8,5Y	0,18	0,21	0,23	0,59	0,58	0,57	0,61	0,61	0,09	-0,11	0,65	0,82	0,91
SPREAD	M6_1Y	0,33	0,43	0,54	0,62	0,40	0,32	0,35	0,27	-0,20	-0,31	0,79	0,95	0,88
	M6_2Y	0,25	0,31	0,38	0,64	0,51	0,45	0,48	0,40	-0,09	-0,22	0,77	0,93	0,93
	M6_3Y	0,18	0,22	0,27	0,63	0,57	0,54	0,56	0,51	0,01	-0,15	0,72	0,87	0,93
	M6_5Y	0,12	0,13	0,15	0,59	0,62	0,61	0,61	0,61	0,14	-0,05	0,63	0,77	0,89
	M6_8,5Y	0,09	0,08	0,07	0,54	0,62	0,63	0,62	0,65	0,23	-0,01	0,55	0,69	0,84
	SELIC_1Y	0,36	0,48	0,60	0,53	0,27	0,21	0,35	0,22	-0,35	-0,34	0,72	0,87	0,78
	SELIC_2Y	0,32	0,43	0,53	0,59	0,36	0,31	0,43	0,31	-0,27	-0,30	0,75	0,92	0,86
	SELIC_3Y	0,29	0,39	0,48	0,60	0,42	0,37	0,50	0,38	-0,22	-0,27	0,75	0,92	0,89
	SELIC_5Y	0,26	0,35	0,42	0,61	0,48	0,44	0,56	0,47	-0,14	-0,22	0,74	0,90	0,92
	SELIC_6M	0,35	0,49	0,62	0,46	0,17	0,13	0,34	0,18	-0,42	-0,35	0,64	0,79	0,68
	SELIC_8,5Y	0,25	0,31	0,36	0,60	0,51	0,49	0,60	0,54	-0,06	-0,19	0,70	0,88	0,92
	Y1_2Y	0,09	0,10	0,11	0,58	0,60	0,58	0,59	0,54	0,09	-0,07	0,64	0,77	0,88
Y1_3Y	-0,03	-0,05	-0,09	0,47	0,61	0,63	0,64	0,63	0,23	0,06	0,46	0,57	0,75	
Y1_5Y	-0,09	-0,14	-0,21	0,37	0,59	0,63	0,62	0,68	0,36	0,16	0,30	0,38	0,61	
Y1_8,5Y	-0,08	-0,15	-0,23	0,33	0,57	0,62	0,60	0,68	0,42	0,17	0,24	0,33	0,57	
Y2_5Y	-0,23	-0,32	-0,43	0,09	0,44	0,52	0,49	0,63	0,51	0,33	-0,06	-0,05	0,23	
Y3_8,5Y	-0,16	-0,26	-0,38	0,12	0,45	0,53	0,50	0,65	0,53	0,28	-0,03	0,02	0,29	

Pelo método cumulativo de atividade econômica real, temos que entre 3 meses e 18 meses pelo menos um spread com correlação acima de 0,6. Nos primeiros dois meses e para 21 e 24 meses à frente, não encontramos nenhuma correlação acima de 0,6. Para 36 meses em diante, a quantidade de observações é muito pequena, o que justificaria essa correlação mais alta.

TABELA 2

		ATIVIDADE ECONÔMICA REAL (MESES À FRENTE) - MÉTODO MARGINAL												
		1	2	3	6	9	12	15	18	21	24	36	48	60
	M1_1Y	0,53	0,54	0,56	0,12	-0,25	-0,08	0,15	-0,18	-0,53	-0,04	0,71	0,90	-0,09
	M1_2Y	0,56	0,51	0,49	0,25	-0,18	-0,08	0,10	-0,19	-0,55	-0,08	0,74	0,93	0,03
	M1_3Y	0,55	0,46	0,42	0,32	-0,12	-0,07	0,09	-0,19	-0,57	-0,09	0,72	0,92	0,13
	M1_5Y	0,53	0,42	0,35	0,38	-0,04	-0,05	0,07	-0,18	-0,58	-0,12	0,70	0,89	0,24
	M1_8,5Y	0,53	0,39	0,29	0,42	0,01	-0,03	0,05	-0,16	-0,57	-0,17	0,66	0,86	0,32
	M2_1Y	0,55	0,55	0,57	0,15	-0,25	-0,10	0,10	-0,17	-0,49	-0,06	0,75	0,91	-0,09
	M2_2Y	0,57	0,51	0,48	0,28	-0,17	-0,09	0,06	-0,18	-0,51	-0,10	0,77	0,94	0,04
	M2_3Y	0,56	0,46	0,41	0,35	-0,11	-0,07	0,04	-0,18	-0,54	-0,11	0,75	0,92	0,14
	M2_5Y	0,54	0,41	0,33	0,42	-0,03	-0,06	0,02	-0,17	-0,55	-0,15	0,71	0,89	0,26
	M2_8,5Y	0,54	0,38	0,27	0,46	0,03	-0,04	0,00	-0,15	-0,53	-0,19	0,67	0,86	0,34
	M3_1Y	0,57	0,55	0,57	0,18	-0,25	-0,11	0,06	-0,16	-0,47	-0,08	0,78	0,92	-0,09
	M3_2Y	0,58	0,50	0,47	0,31	-0,16	-0,10	0,02	-0,18	-0,49	-0,11	0,79	0,94	0,05
	M3_3Y	0,56	0,45	0,39	0,39	-0,09	-0,08	0,01	-0,18	-0,52	-0,13	0,76	0,92	0,17
	M3_5Y	0,54	0,39	0,30	0,46	0,00	-0,06	-0,02	-0,16	-0,52	-0,16	0,71	0,88	0,29
	M3_8,5Y	0,53	0,35	0,23	0,49	0,06	-0,04	-0,04	-0,14	-0,50	-0,21	0,67	0,83	0,37
SPREAD	M6_1Y	0,59	0,54	0,54	0,25	-0,21	-0,12	-0,01	-0,15	-0,42	-0,11	0,82	0,94	-0,05
	M6_2Y	0,58	0,45	0,38	0,41	-0,09	-0,10	-0,04	-0,18	-0,46	-0,14	0,79	0,92	0,14
	M6_3Y	0,54	0,36	0,27	0,50	0,01	-0,07	-0,05	-0,17	-0,48	-0,16	0,72	0,86	0,29
	M6_5Y	0,48	0,27	0,15	0,56	0,12	-0,04	-0,08	-0,14	-0,46	-0,20	0,63	0,77	0,43
	M6_8_5Y	0,46	0,23	0,07	0,57	0,18	-0,02	-0,09	-0,12	-0,44	-0,24	0,56	0,71	0,50
	SELIC_1Y	0,51	0,55	0,60	0,09	-0,29	-0,09	0,15	-0,21	-0,49	0,00	0,71	0,87	-0,13
	SELIC_2Y	0,54	0,53	0,53	0,21	-0,22	-0,09	0,11	-0,22	-0,52	-0,04	0,74	0,91	-0,02
	SELIC_3Y	0,54	0,49	0,48	0,28	-0,17	-0,08	0,10	-0,22	-0,55	-0,05	0,74	0,92	0,07
	SELIC_5Y	0,54	0,46	0,42	0,34	-0,10	-0,06	0,08	-0,21	-0,56	-0,08	0,72	0,91	0,17
	SELIC_6M	0,44	0,54	0,62	-0,01	-0,32	-0,07	0,25	-0,23	-0,52	0,07	0,61	0,80	-0,17
SELIC_8,5Y	0,54	0,43	0,36	0,38	-0,04	-0,05	0,06	-0,20	-0,56	-0,13	0,70	0,89	0,25	
	Y1_2Y	0,47	0,25	0,11	0,59	0,10	-0,05	-0,07	-0,18	-0,44	-0,17	0,63	0,76	0,41
	Y1_3Y	0,34	0,08	-0,09	0,63	0,24	0,00	-0,08	-0,15	-0,41	-0,17	0,44	0,56	0,57
	Y1_5Y	0,24	-0,03	-0,21	0,62	0,34	0,03	-0,11	-0,09	-0,35	-0,20	0,28	0,39	0,67
	Y1_8,5Y	0,25	-0,02	-0,23	0,59	0,36	0,05	-0,11	-0,06	-0,31	-0,25	0,24	0,35	0,68
	Y2_5Y	-0,02	-0,26	-0,43	0,49	0,46	0,10	-0,11	0,02	-0,18	-0,18	-0,09	-0,03	0,73
	Y3_8,5Y	0,07	-0,18	-0,38	0,49	0,44	0,10	-0,12	0,02	-0,18	-0,25	-0,03	0,06	0,72

Para o método marginal de atividade econômica, a correlação só é majoritariamente acima de 0,6 para horizontes de previsão de 36, 48 e 60 meses. Existe alguns spreads com correlação acima de 0,3 para os horizontes de 3 e 6 meses à frente. Para os horizontes mais

longos existem poucos dados, o que provavelmente levou a essa correlação mais alta, fazendo com que os horizontes de 3 e 6 meses fossem os importantes da matriz acima.

TABELA 3

		ATIVIDADE ECONÔMICA REAL (MESES À FRENTE) - MÉTODO YOY												
		1	2	3	6	9	12	15	18	21	24	36	48	60
	M1_1Y	0,81	0,81	0,83	0,88	0,58	0,24	-0,05	-0,31	-0,53	-0,53	0,84	0,90	-0,09
	M1_2Y	0,86	0,86	0,87	0,93	0,70	0,35	0,07	-0,29	-0,59	-0,62	0,85	0,93	0,03
	M1_3Y	0,86	0,86	0,86	0,95	0,75	0,41	0,17	-0,24	-0,61	-0,67	0,82	0,92	0,13
	M1_5Y	0,84	0,84	0,83	0,94	0,80	0,48	0,28	-0,17	-0,61	-0,71	0,77	0,89	0,24
	M1_8,5Y	0,82	0,81	0,79	0,92	0,83	0,53	0,35	-0,11	-0,59	-0,73	0,71	0,86	0,32
	M2_1Y	0,83	0,83	0,85	0,89	0,62	0,26	-0,08	-0,35	-0,54	-0,55	0,86	0,91	-0,09
	M2_2Y	0,88	0,88	0,88	0,94	0,73	0,36	0,06	-0,32	-0,59	-0,64	0,87	0,94	0,04
	M2_3Y	0,87	0,87	0,87	0,95	0,79	0,44	0,17	-0,27	-0,61	-0,68	0,83	0,92	0,14
	M2_5Y	0,85	0,85	0,83	0,94	0,84	0,51	0,28	-0,19	-0,61	-0,72	0,77	0,89	0,26
	M2_8,5Y	0,82	0,81	0,79	0,91	0,86	0,55	0,35	-0,13	-0,59	-0,74	0,70	0,86	0,34
	M3_1Y	0,85	0,85	0,86	0,90	0,65	0,27	-0,09	-0,38	-0,55	-0,56	0,88	0,92	-0,09
	M3_2Y	0,89	0,88	0,88	0,94	0,76	0,38	0,07	-0,34	-0,60	-0,65	0,87	0,94	0,05
	M3_3Y	0,88	0,88	0,87	0,95	0,82	0,46	0,19	-0,28	-0,62	-0,70	0,83	0,92	0,17
	M3_5Y	0,85	0,84	0,82	0,93	0,86	0,53	0,30	-0,19	-0,62	-0,73	0,75	0,88	0,29
	M3_8,5Y	0,81	0,80	0,77	0,90	0,88	0,57	0,38	-0,12	-0,58	-0,75	0,68	0,83	0,37
SPREAD	M6_1Y	0,88	0,88	0,88	0,92	0,72	0,32	-0,07	-0,41	-0,57	-0,60	0,90	0,94	-0,05
	M6_2Y	0,89	0,89	0,88	0,94	0,84	0,45	0,15	-0,33	-0,62	-0,69	0,85	0,92	0,14
	M6_3Y	0,85	0,85	0,82	0,92	0,88	0,54	0,30	-0,23	-0,63	-0,73	0,76	0,86	0,29
	M6_5Y	0,77	0,76	0,73	0,85	0,89	0,61	0,43	-0,12	-0,59	-0,74	0,63	0,77	0,43
	M6_8_5Y	0,71	0,69	0,65	0,79	0,88	0,63	0,50	-0,04	-0,53	-0,74	0,54	0,71	0,50
	SELIC_1Y	0,80	0,80	0,84	0,86	0,54	0,21	-0,11	-0,37	-0,53	-0,49	0,85	0,87	-0,13
	SELIC_2Y	0,85	0,86	0,88	0,92	0,66	0,31	0,01	-0,35	-0,58	-0,58	0,87	0,91	-0,02
	SELIC_3Y	0,86	0,87	0,88	0,94	0,72	0,37	0,10	-0,31	-0,61	-0,63	0,85	0,92	0,07
	SELIC_5Y	0,86	0,86	0,87	0,95	0,77	0,44	0,20	-0,25	-0,62	-0,68	0,81	0,91	0,17
	SELIC_6M	0,71	0,72	0,77	0,79	0,41	0,13	-0,13	-0,32	-0,47	-0,40	0,78	0,80	-0,17
	SELIC_8,5Y	0,84	0,85	0,84	0,94	0,81	0,49	0,27	-0,19	-0,61	-0,71	0,77	0,89	0,25
	Y1_2Y	0,77	0,77	0,74	0,83	0,89	0,58	0,44	-0,16	-0,60	-0,73	0,65	0,76	0,41
	Y1_3Y	0,59	0,59	0,55	0,68	0,82	0,63	0,62	0,02	-0,52	-0,69	0,42	0,56	0,57
	Y1_5Y	0,43	0,42	0,37	0,53	0,74	0,63	0,69	0,15	-0,41	-0,62	0,22	0,39	0,67
	Y1_8,5Y	0,38	0,37	0,31	0,48	0,71	0,62	0,69	0,20	-0,35	-0,60	0,16	0,35	0,68
	Y2_5Y	0,03	0,02	-0,04	0,13	0,43	0,52	0,73	0,40	-0,14	-0,37	-0,21	-0,03	0,73
	Y3_8,5Y	0,10	0,08	0,01	0,19	0,48	0,53	0,70	0,38	-0,14	-0,42	-0,15	0,06	0,72

Com o método Ano contra Ano (YoY), a quantidade de spreads acima de 0,6 é bem maior que nos outros dois casos. De 18 meses em diante a correlação só é maior nos meses que tem menor número de observações.

Alguns pontos ficam claros dentro dessas três tabelas:

- O horizonte de previsão mais adequado para fazer o estudo varia entre 1 mês e 18 meses, já que horizontes maiores só tendem a ter maior correlação quando o número de dados diminui.

- b) Os SPREADS dentro da tabela de correlação contêm informações muito próximas, mas é possível ver que o spread entre 8,5 anos e 3 meses consegue ter uma boa correlação em todos os métodos de cálculo de crescimento.

Além do SPREAD de 3 meses e 8,5 anos ter alta correlação entre os diversos cenários, ele é o mais próximo do SPREAD arbitrário que Estrella e Hardouvelis (1991) utilizaram em seu trabalho (3 meses e 10 anos). Por conta disso, esse será o SPREAD que será utilizado nas regressões a seguir. E dado o que constatamos em *a*), o horizonte de previsão nas regressões vai ser entre 1 mês e 18 meses, inicialmente.

3.3.2.2 Resultados

A primeira regressão é a básica e contêm os resultados do poder preditivo do SPREAD entre a taxa de juros de curto prazo e longo prazo. Como falamos no capítulo de introdução, uma construção do entendimento seria a de que uma curva mais íngreme (mais assentada) da Estrutura a Termo das Taxas de Juros tende a um maior (menor) crescimento futuro da atividade econômica real.

Exemplificando a tabela quatro, caso o SPREAD aumente em 100 pontos base (1%) de t até $t + 12$, a mudança cumulativa nos mostra que a previsão de crescimento futuro 12 meses à frente seria de $-2,57 + 1,49 = -1,08$, ou seja, para que tenhamos crescimento nulo precisa-se de pelo menos +172 pontos base na diferença. Observe que isso acontece porque os termos em α_0 são bem negativos. Algo que pode ser explicado pela pequena quantidade de dados da série e pelo período específico entre 2010 e 2016 comportar movimentos recessivos, além de possível falta de variáveis de controle. Diferente do caso americano, estudado por Estrella e Hardouvelis (1991), que comporta a série entre 1955 e 1991, e α_0 tem valor positivo.

Como esperado, as mudanças cumulativas têm poder de previsão para mais períodos que as mudanças marginais, seguindo em linha o que foi encontrado para o caso americano. O poder preditivo significativo para mudanças marginais vai até 9 meses à frente, enquanto que o poder preditivo para a mudança cumulativo chega a 18 meses à frente.

As duas primeiras tabelas de regressão seguem os mesmos modelos utilizados por Estrella e Hardouvelis (1991) e tem comportamento parecido (em termos de significância) com o que foi encontrado por eles, apesar da diferença do tamanho da amostra.

TABELA 4

MUDANÇA CUMULATIVA

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

$$\text{Modelo proposto: } \left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right)\right] = \alpha_0 + \alpha_1 \text{SPREAD}_t + \epsilon_t$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. As taxas são anualizadas.

Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_0	α_1	R2	SEE
1	82	-1,72 (1,06)	1,35** (0,52)	0,06	7,68
2	81	-1,71* (1,01)	1,23** (0,47)	0,1	5,4
3	80	-1,83* (0,98)	1,25*** (0,47)	0,12	4,68
6	77	-2,41** (0,94)	1,58*** (0,46)	0,24	3,57
9	74	-2,83*** (0,95)	1,71*** (0,42)	0,3	3,03
12	71	-2,57** (1,01)	1,49*** (0,44)	0,27	2,88
15	68	-2,18** (0,99)	1,19*** (0,44)	0,2	2,87
18	65	-1,80 (1,12)	0,86* (0,50)	0,11	2,91

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Outro fator interessante é o R^2 , que no modelo cumulativo tem maior poder de explicação que no modelo marginal. Observe que entre 6 meses e 12 meses, o poder de explicação da regressão está em seu maior nível pelo modelo cumulativo. Já no modelo marginal, o poder de explicação decai vertiginosamente após o horizonte de 6 meses.

TABELA 5

MUDANÇA MARGINAL

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{j}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-j}} \right) \right] = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t, j = 3$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. As taxas são anualizadas.

Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_0	α_1	R2	SEE
1	82	-1,84* (1,05)	1,66*** (0,56)	0,21	4,82
2	81	-1,81* (1,00)	1,40*** (0,48)	0,16	4,69
3	80	-1,83* (0,98)	1,25*** (0,47)	0,12	4,68
6	77	-2,52** (1,12)	1,64*** (0,56)	0,17	4,63
9	74	-2,71* (1,46)	1,46** (0,62)	0,12	4,67
12	71	-1,82 (1,51)	0,71 (0,68)	0,03	4,89
15	68	-1,13 (1,16)	0,07 (0,60)	0	4,94
18	65	-0,15 (1,19)	-0,72 (0,64)	0,03	4,91

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

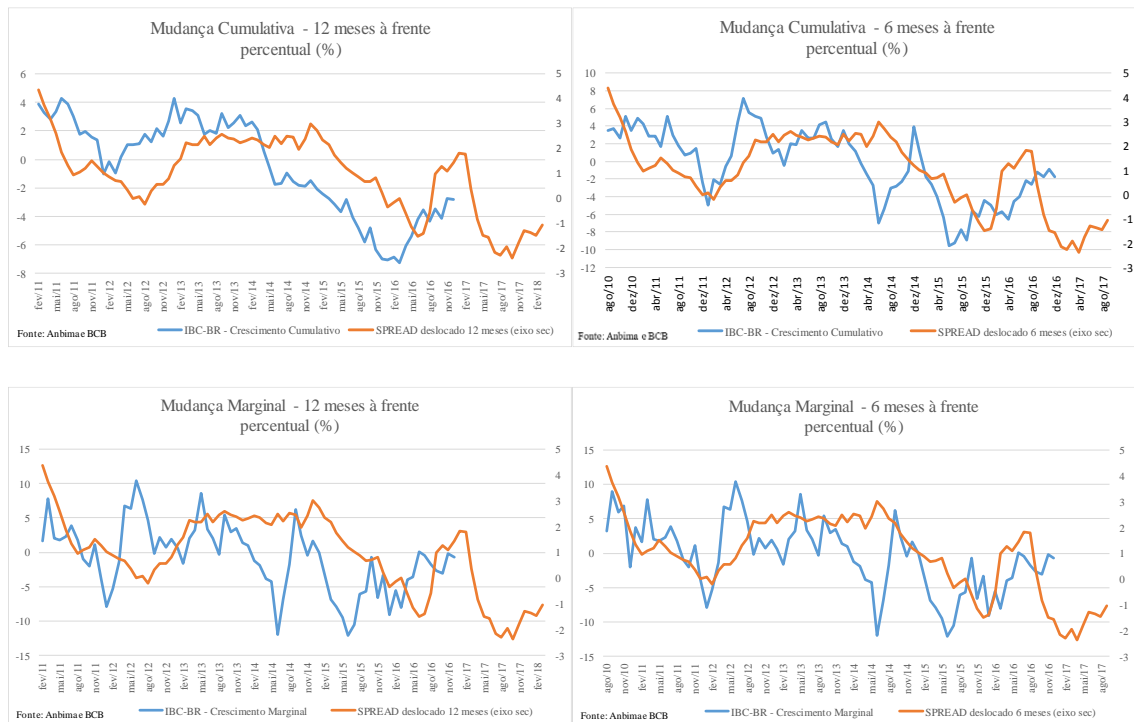
** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Pela figura 2, vemos os gráficos do modelo cumulativo e marginal, com horizonte de 6 e 12 meses à frente. Observe que no modelo cumulativo as variáveis andam relativamente próximas, especialmente no horizonte de 12 meses à frente. Já nas figuras com modelo marginal, as diferenças são maiores, principalmente na volatilidade dos dados. Para o período

de 12 meses à frente, a figura de mudança marginal faz muito pouco sentido, corroborando o que vimos no resultado das regressões acima.

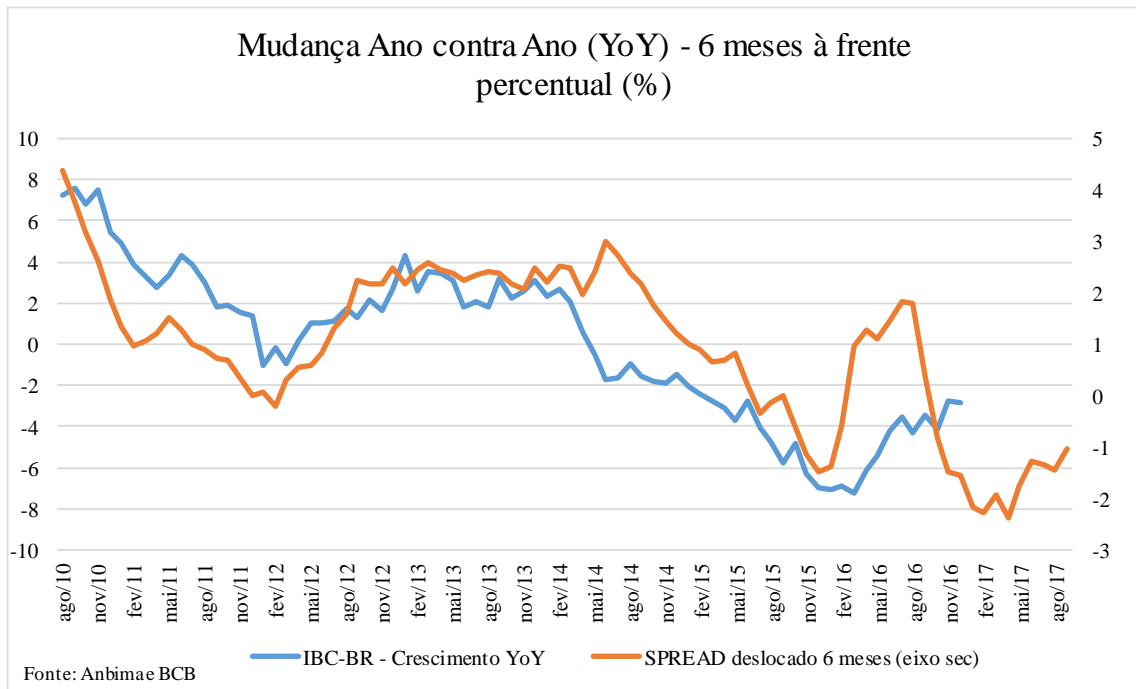
FIGURA2



Além desses dois modelos propostos por Estrella e Hardouvelis (1991), acrescentamos um modelo crescimento que utiliza comparação anual e desloca k meses à frente. Por exemplo, para a previsão em um período $t+k$, utiliza-se o SPREAD no período t como variável independente, junto com o crescimento anual do período $t+k$ como variável dependente. O Modelo fica assim proposto:

$$\left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}} \right) \right] = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t$$

FIGURA 3



O gráfico acima corrobora para que uma regressão seja feita, no sentido de comparar com os outros modelos. Observe que o R^2 é consideravelmente maior neste modelo que nos outros dois.

Observe que o SPREAD em todos os casos tem o α_1 positivo, sendo significativo ao nível de 5%, com exceção ao horizonte de 18 meses à frente. Veja que o impacto de um aumento no SPREAD de 100 pontos base, no horizonte de 3 meses à frente, é de 1,7% no IBC-BR. No horizonte de 6 meses, um aumento de 200 pontos base no SPREAD levaria a um crescimento de $-2,48+2*(1,96) = +1,48\%$.

TABELA 6

MUDANÇA ANO CONTRA ANO (YoY)

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}} \right) \right] = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. As taxas são anualizadas.

Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_0	α_1	R2	SEE
1	82	-1,20* (0,71)	1,67*** (0,30)	0,33	3,50
2	81	-1,37* (0,71)	1,67*** (0,30)	0,34	3,39
3	80	-1,61** (0,72)	1,70*** (0,29)	0,35	3,25
6	77	-2,48*** (0,75)	1,96*** (0,35)	0,43	2,85
9	74	-3,02*** (0,86)	2,0*** (0,4)	0,43	2,68
12	71	-2,57** (1,01)	1,49*** (0,44)	0,27	2,88
15	68	-2,14* (1,09)	1,05** (0,46)	0,14	3,1
18	65	-1,49 (1,27)	0,41 (0,55)	0,02	3,24

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

3.3.2.3 Medindo a Informação na Estrutura à Termo

Vamos examinar nesta seção as informações obtidas na curva de juros. É possível que a variável SPREAD contenha informações extras e tenhamos algumas variáveis omitidas na

regressão. Dessa maneira, testou-se algumas variáveis econômicas que são entendidas como possíveis previsoras de atividade real econômica junto com o SPREAD, entre elas, Selic, Selic real, inflação, inflação esperada, M1 e Índice de bolsa de valores. Em todos os casos, as variáveis acrescentadas não explicaram mais a regressão que nas estimativas acima. Somente com a introdução da defasagem da variável dependente os resultados foram melhores.

TABELA 7

MUDANÇA CUMULATIVA

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) \right] = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. $LagY_{t-k} = \left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) \right]$, lag da variável dependente. As taxas são anualizadas.

Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_0	α_1	α_2	R2	SEE
1	81	-1,67 (1,04)	1,20** (0,54)	-0,02 (0,10)	0,05	7,7
2	79	-1,38* (0,82)	0,96* (0,52)	0,17 (0,14)	0,11	5,4
3	77	-1,52* (0,82)	1,10* (0,6)	0,18 (0,13)	0,16	4,69
6	71	-2,21** (1,09)	1,30* (0,74)	0,12 (0,18)	0,21	3,63
9	65	-2,65*** (0,90)	1,31** (0,52)	0,28*** (0,10)	0,36	2,84
12	59	-2,30** (0,7)	0,78* (0,44)	0,53*** (0,14)	0,41	2,58
15	53	-2,14*** (0,73)	0,39 (0,54)	0,61*** (0,23)	0,28	2,82
18	47	-2,57*** (0,95)	0,86* (0,50)	0,86* (0,50)	0,11	2,91

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Na tabela 7, observe que para alguns períodos, a adição da defasagem da variável dependente não trouxe nenhuma informação a mais ou levou a perda de significância do SPREAD. Dentro da borda vermelha, vemos onde conseguimos uma melhor resposta com a introdução dessa nova variável.

TABELA 8

MUDANÇA MARGINAL

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{j}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-j}} \right) \right] = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t, j = 3$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. $LagY_{t-k} = \left(\frac{1200}{j}\right) \left[\ln \left(\frac{y_t}{y_{t-j}} \right) \right]$, lag da variável dependente. As taxas são anualizadas.

Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_0	α_1	α_2	R2	SEE
1	81	-0,53 (0,4)	0,30 (0,24)	0,66*** (0,06)	0,56	3,42
2	79	-0,85 (0,62)	0,51 (0,41)	0,47*** (0,12)	0,31	4,19
3	77	-1,52* (0,82)	1,10* (0,59)	0,18 (0,13)	0,16	4,69
6	71	-2,45* (1,26)	1,40* (0,75)	0,00 (0,14)	0,11	4,71
9	65	-2,75 (1,88)	1,24 (0,92)	0,07 (0,15)	0,1	4,77
12	59	-0,15 (1,65)	-0,66 (0,94)	0,44 (0,20)	0,15	4,76
15	53	-0,91 (1,17)	0,57 (0,90)	0,20 (0,20)	0,04	4,68
18	47	-0,19 (1,40)	-1,31 (0,85)	0,19 (0,16)	0,07	4,7

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Pelo caso marginal, a introdução da defasagem só tornou mais fácil a exclusão desse modelo para os próximos passos desse trabalho. Para os horizontes de 1 e 2 meses à frente é

compreensível vemos um R^2 mais alto e a alta significância da defasagem da variável dependente, já que nesse caso o crescimento passado de 1 e 2 meses impacta bastante a variável dependente. Ainda vemos uma significância do spread para os horizontes de 3 e 6 meses à frente, porém a defasagem da variável dependente em nada afeta.

TABELA 9

MUDANÇA ANO CONTRA ANO (YoY)

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}} \right) \right] = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. $LagY_{t-k} = \left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln \left(\frac{y_t}{y_{t-12}} \right) \right]$, lag da variável dependente. As taxas são anualizadas.

Erros padrão HAC, largura de banda 2 (Núcleo de Bartlett)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_0	α_1	α_2	R2	SEE
1	81	-0,19* (0,11)	0,07 (0,08)	0,94*** (0,02)	0,96	0,84
2	79	-0,38* (0,21)	0,13 (0,14)	0,88*** (0,04)	0,93	1,08
3	77	-0,67** (0,29)	0,29 (0,19)	0,82*** (0,06)	0,87	1,35
6	71	-1,72*** (0,48)	0,87** (0,34)	0,61*** (0,07)	0,74	1,74
9	65	-2,63*** (0,53)	1,26*** (0,39)	0,50*** (0,07)	0,63	2
12	59	-2,30*** (0,70)	0,78* (0,44)	0,53*** (0,14)	0,41	2,58
15	53	-1,67** (0,73)	-0,01 (0,52)	0,71*** (0,24)	0,24	2,99
18	47	-1,58 (1,06)	-0,47 (0,97)	0,73 (0,51)	0,13	3,2

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Para o método YoY, os horizontes de previsão de 6, 9 e 12 meses trazem significância ao nível de 10% para todas as variáveis da regressão, tornando estes horizontes os mais interessantes. Vale lembrar que o horizonte de 12 meses do método cumulativo e YoY são iguais.

3.3.2.4 Questões Econométricas e Autocorrelação dos Resíduos

Os resultados mais significativos, tanto na regressão sem a defasagem da variável dependente quanto com a defasagem, são nos métodos de crescimento cumulativo e Ano contra Ano (YoY), principalmente com horizonte de previsão de 6 a 12 meses à frente. Os resultados são aparentemente muito bons, só que quando buscamos ver a função de autocorrelação dos resíduos as regressões ainda aparentam serem inadequadas. Assim, as estimativas poderiam não ser eficientes já que os desvios-padrão estariam errados, trazendo problemas na inferência. Abaixo segue o FAC dos métodos cumulativos e YoY para o horizonte de previsão de 6, 9 e 12 meses à frente.

FIGURA 4

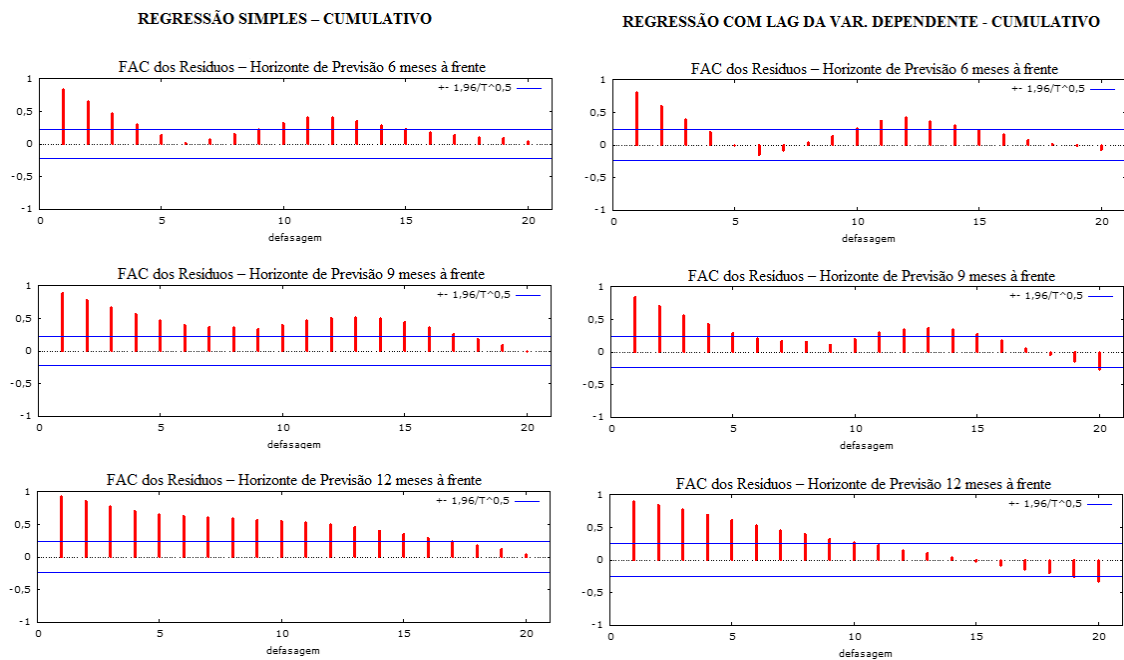
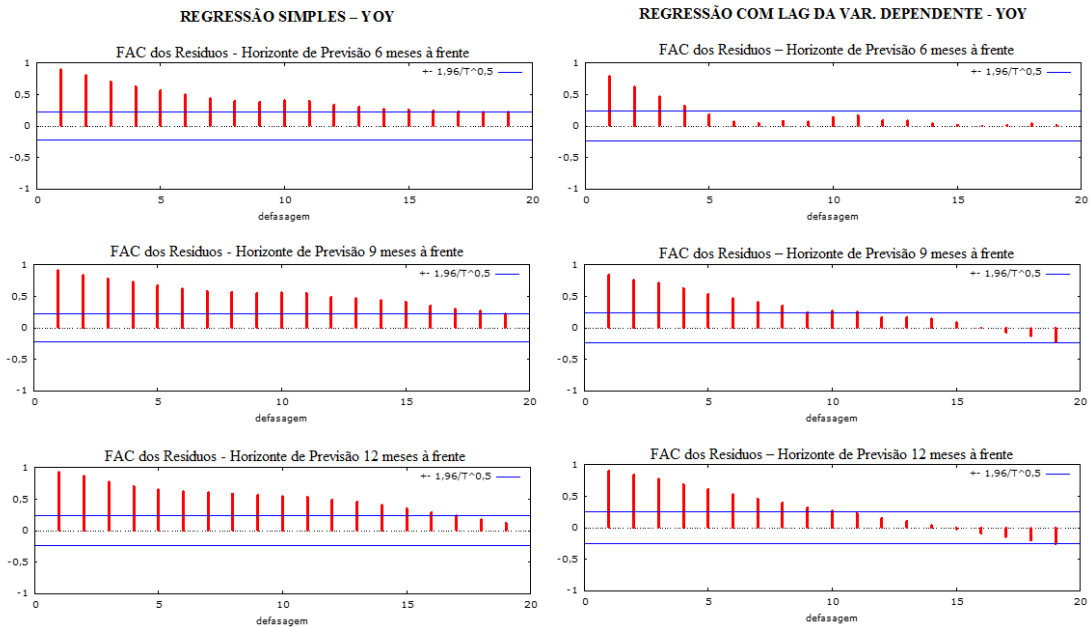


FIGURA 5



Com a regressão sem defasagem da variável dependente, vemos uma autocorrelação persistente e um decaimento devagar ao longo das defasagens. Com o incremento da variável, podemos observar uma autocorrelação menor ao longo das defasagens em todos os horizontes de previsão.

Em ambos os casos, temos melhoras, porém a regressão ainda poderia ser considerada inadequada.

3.3.2.5 Introdução de Série de Tempo com erros

Como solução para tornar a estimativa mais adequada vamos explorar a dinâmica dos erros. Ou seja, seguindo Tsay (2010), como os resíduos são correlacionados, vamos utilizar um modelo ARMA para os mesmos. Especificaremos um MA(1) para os resíduos e modificaremos a regressão dos modelos para

$$\text{Cumulativo: } \left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right)\right] = \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t = a_t - \theta_1 a_{t-1},$$

$$\mathbf{YoY:} \quad \left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}} \right) \right] = \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t = a_t - \theta_1 a_{t-1},$$

onde a_t é assumido como um ruído branco. Em outras palavras, só fizemos um modelo MA(1), sem a constante, para que haja captura da dependência serial do erro das equações. O resultado é um exemplo de uma regressão linear de série temporal com erro, especificada em Tsay (2010).

TABELA 10

MUDANÇA CUMULATIVA - MA(1)

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln \left(\frac{y_{t+k}}{y_t} \right) \right] = \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. $LagY_{t-k} = \left(\frac{1200}{k}\right) \left[\ln \left(\frac{y_t}{y_{t-k}} \right) \right]$, lag da variável dependente. As taxas são anualizadas.

Estimado usando o filtro de Kalman (Máxima verossimilhança exata)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_1	α_2	θ_1
6	77	0,50 (0,31)	0,15 (0,11)	0,78*** (0,08)
9	74	0,86*** (0,29)	0,42*** (0,12)	0,67*** (0,06)
12	71	0,95*** (0,24)	0,63*** (0,10)	0,68*** (0,07)

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

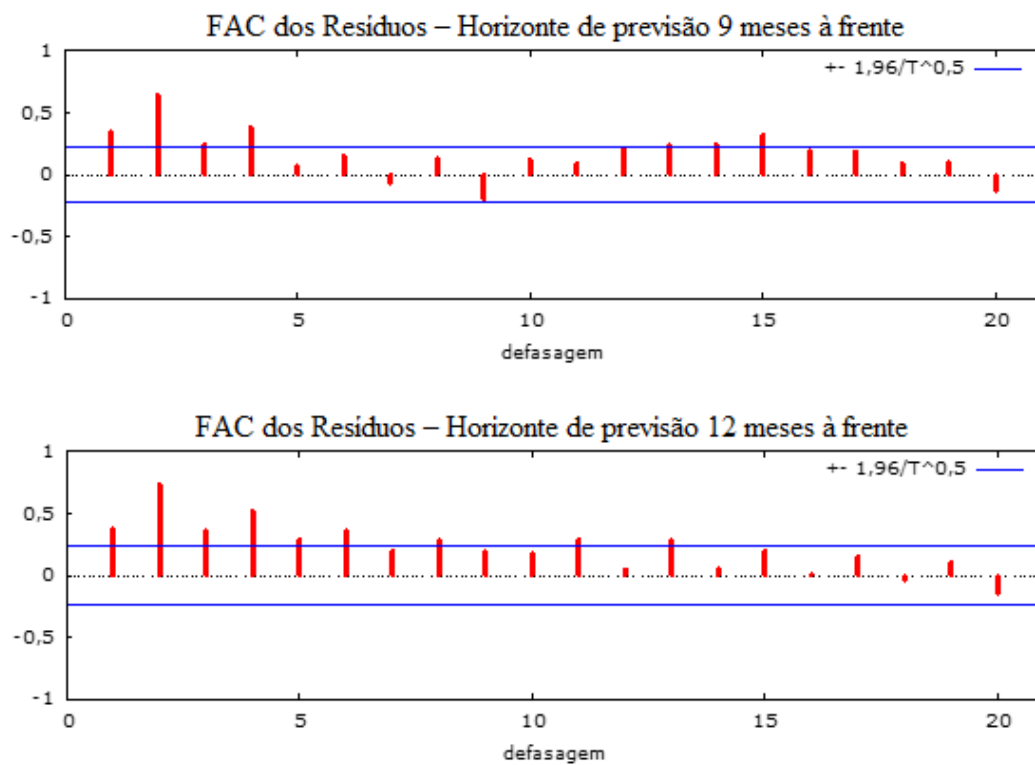
Com a introdução do termo de erro, o horizonte de previsão de 6 meses à frente acabou por ter resultados pouco significativos para o SPREAD e a defasagem da variável dependente.

Ainda assim, para 9 e 12 meses à frente as estimativas foram mais significativas (ao nível de 1%) que no modelo de MQO com constante e defasagem da variável dependente.

Podemos ver que temos um ganho marginal com a adição do MA(1). Alguma correlação serial nos resíduos ainda pode ser vista, principalmente nas primeiras defasagens, mas existe uma melhora clara quanto à persistência do movimento. O decaimento era muito mais lento na FAC do MQO com defasagem da variável dependente. Veja a figura 6 abaixo:

FIGURA 6

REGRESSÃO CUMULATIVO – MA(1)



Pelo método YoY, a utilização do MA(1) não impactou negativamente a significância das variáveis independentes, até melhorou. Em todas as estimativas os valores são significantes ao nível de 1%.

TABELA 11

MUDANÇA ANO CONTRA ANO (YoY) - MA(1)

Os dados são mensais de fevereiro de 2010 até dezembro de 2016

Modelo proposto:

$$\left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln\left(\frac{y_{t+k}}{y_{t+k-12}}\right) \right] = \alpha_1 SPREAD_t + \alpha_2 LagY_{t-k} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

Y_{t+k} é o nível do IBC-BR dos meses $t + k$. k representa o horizonte de previsão. SPREAD é a diferença entre a estimativa do título prefixado de 8,5 anos e 3 meses. $LagY_{t-k} = \left(\frac{1200}{12}\right) \left[\ln\left(\frac{y_t}{y_{t-12}}\right) \right]$, lag da variável dependente. As taxas são anualizadas.

Estimado usando o filtro de Kalman (Máxima verossimilhança exata)

Horizonte de Previsão; k meses à frente	Número de observ.	α_1	α_2	θ_1
6	77	0,82*** (0,20)	0,76*** (0,34)	0,67*** (0,07)
9	74	1,31*** (0,20)	0,76*** (0,08)	0,66*** (0,07)
12	71	0,95*** (0,24)	0,63*** (0,10)	0,68*** (0,07)

*** Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

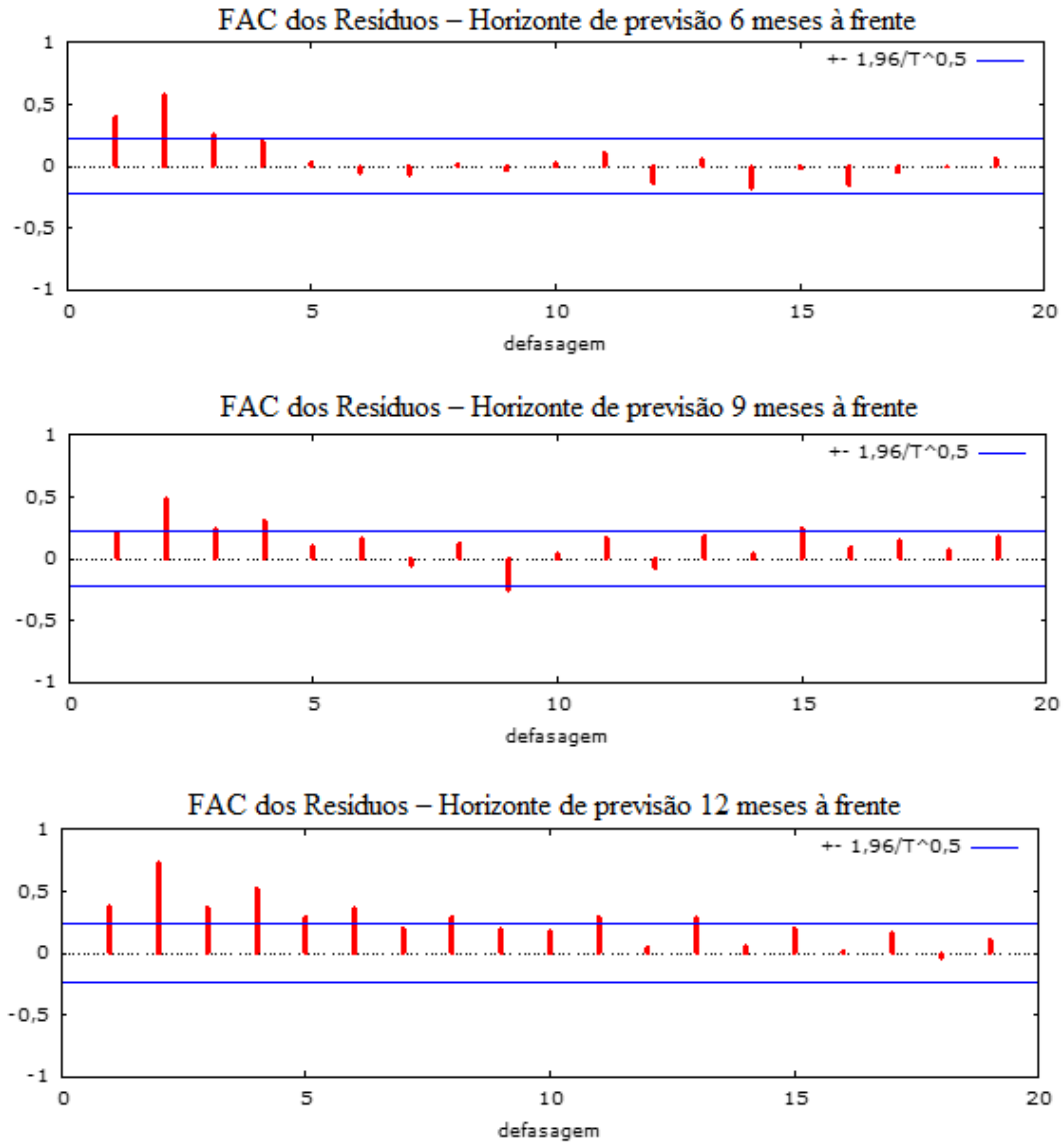
** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

* Significativamente diferente de zero ao nível de 10%

Podemos enxergar uma melhora quanto à correlação serial das estimativas. A defasagem 2 ainda é bem forte, mas também representou uma melhora quanto à correlação serial nos casos passados. Veja o FAC como ficou com a adição do termo de erro:

FIGURA 7

REGRESSÃO YOY – MA(1)



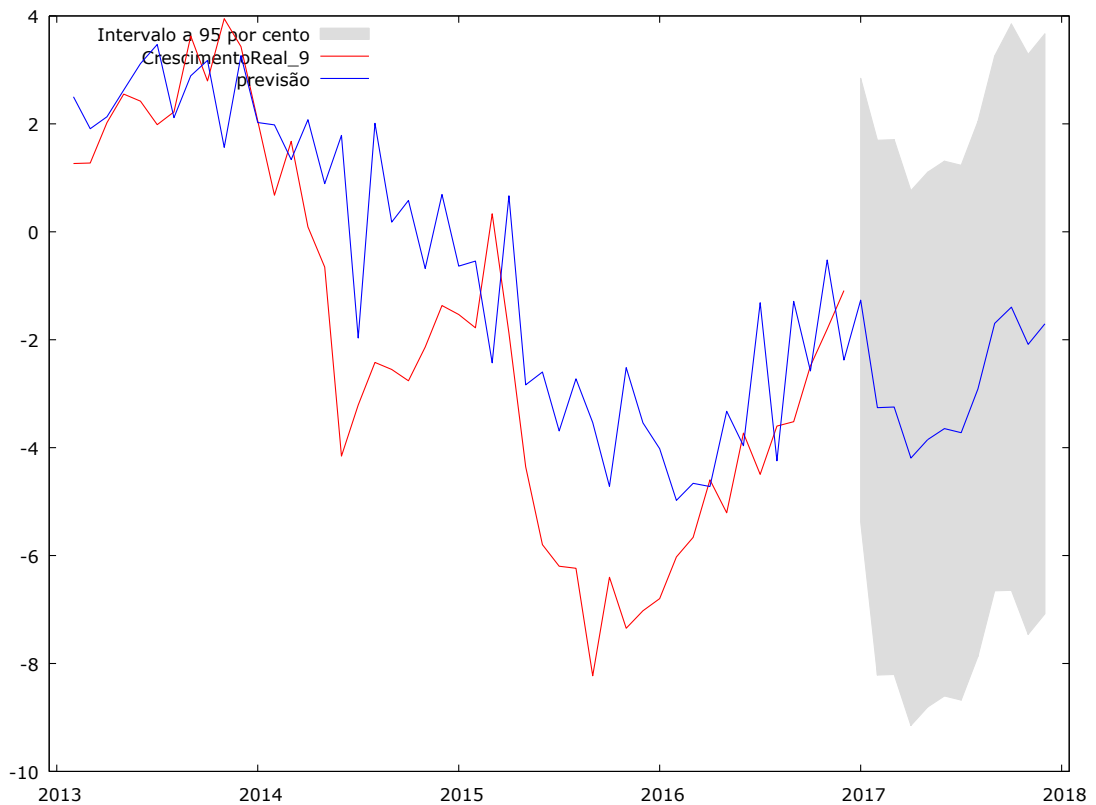
4 PREVISÕES

Comparando as três maneiras de modelar o SPREAD (MQO básico, MQO com adição da defasagem da variável dependente e MA(1) sem constante) vemos que o MA(1) seria o mais adequado para fazer a previsão por dois motivos principais: i) melhor adequação em termos de significância dos valores estimados; ii) menor correlação serial dos resíduos da equação.

Nesse capítulo vamos apresentar o modelo de previsão para um horizonte de 9 e 12 meses à frente pelo método cumulativo e 6, 9 e 12 meses pelo método YoY. Dessa forma esperamos ter um indicativo de crescimento usando como base o SPREAD da taxa de juros 3 meses e 8,5 anos.

Utilizando previsão dinâmica, a previsão de crescimento para os próximos meses, com intervalo de confiança de 95% (área sombreada), seria:

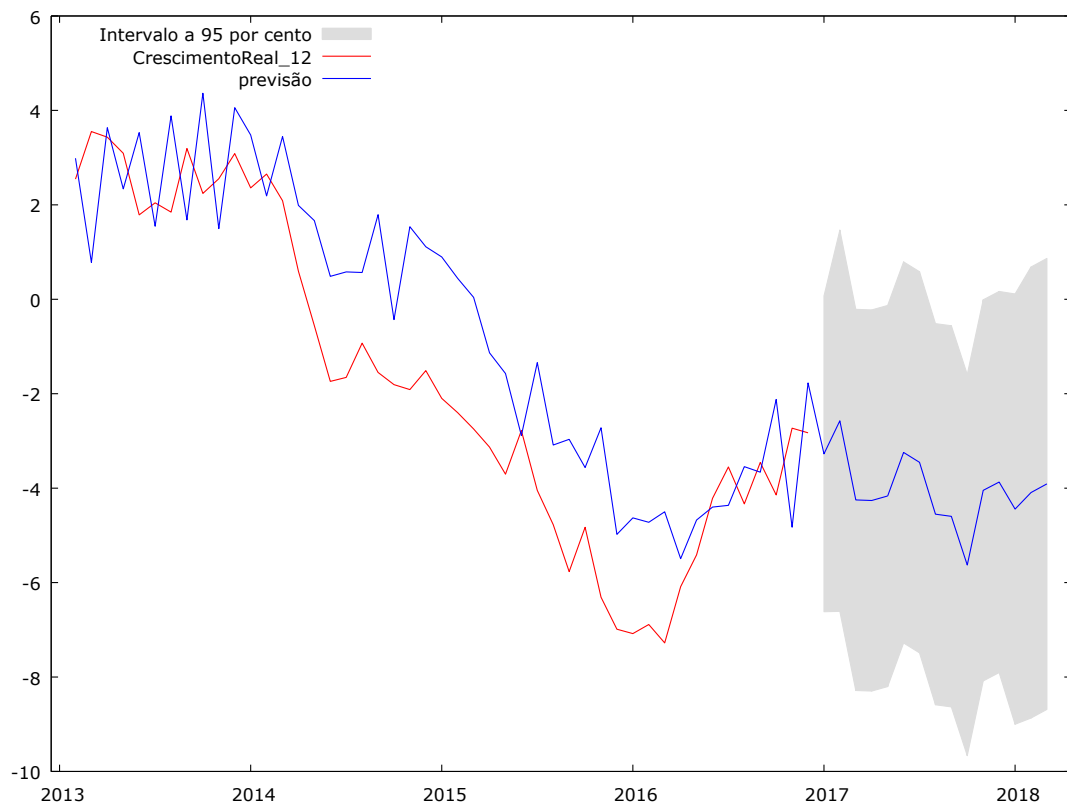
FIGURA 8 - Método Cumulativo MA(1) – Horizonte de previsão de 9 meses à frente



**Estatísticas de avaliação de Previsão – Método
YoY / Cumulativo – Horizonte de 12 meses à
frente:**

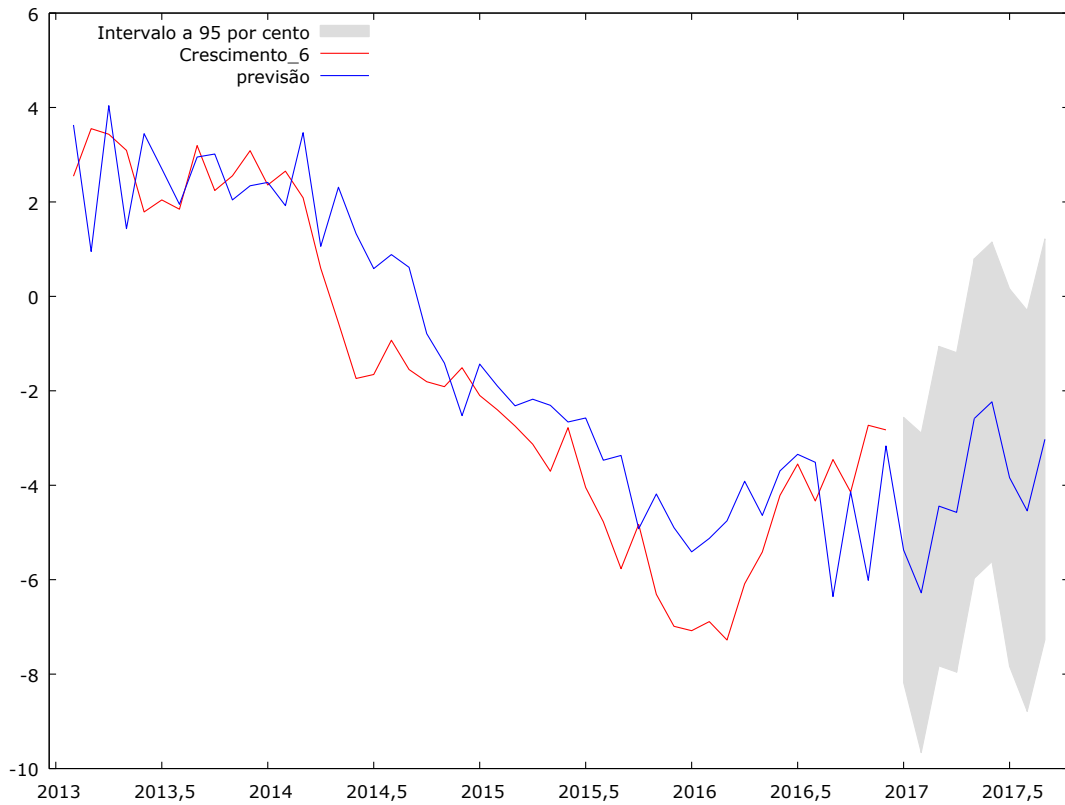
Erro Quadrado Médio	3,744281
Erro Absoluto Médio	3,028003
Erro Percentual Absoluto Médio	141,4874

FIGURA 9 -Método Cum./YoY MA(1) - Horizonte de previsão de 12 meses à frente



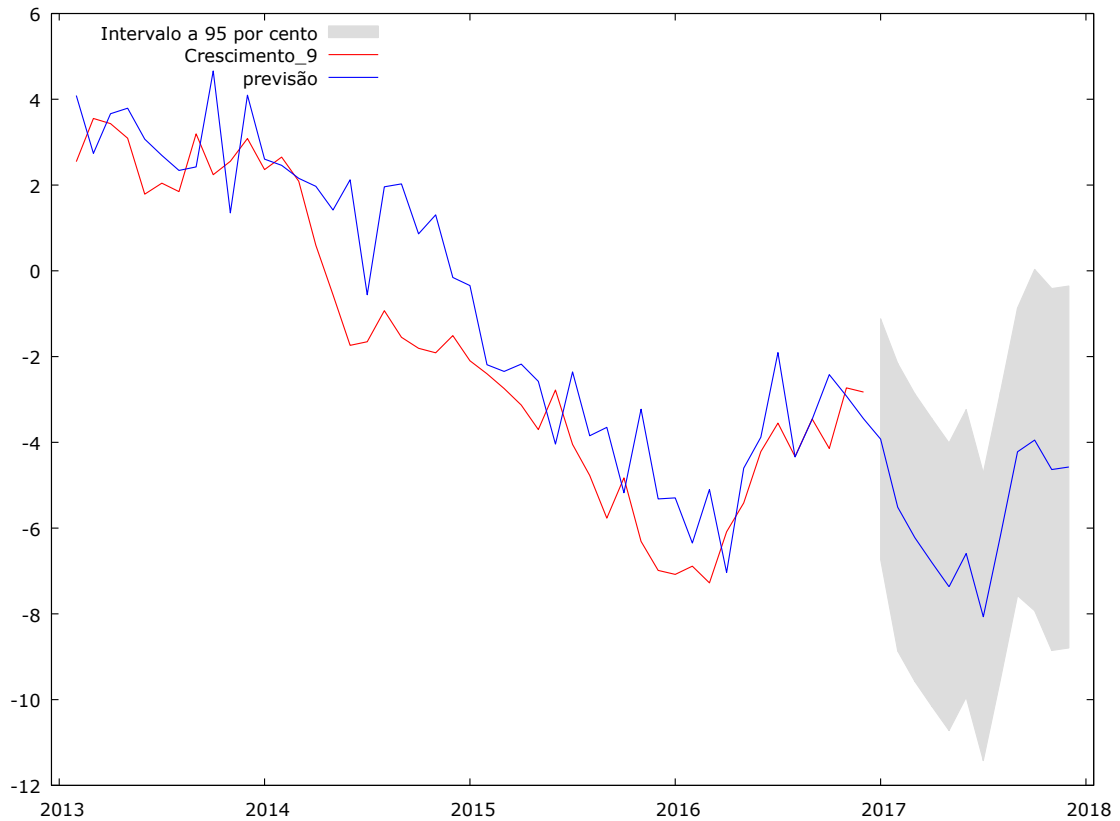
**Estatísticas de avaliação de Previsão – Método
YoY / Cumulativo – Horizonte de 12 meses à
frente:**

Erro Quadrado Médio	3,790854
Erro Absoluto Médio	3,095868
Erro Percentual Absoluto Médio	120,7875

FIGURA 10 - Método YoY MA(1) – Horizonte de previsão 6 meses à frente

**Estatísticas de avaliação de Previsão – Método
YoY – Horizonte de 6 meses à frente:**

Erro Quadrado Médio	3,391518
Erro Absoluto Médio	2,664144
Erro Percentual Absoluto Médio	143,3839

FIGURA 11 - Método YoY MA(1) – Horizonte de previsão 9 meses à frente

**Estatísticas de avaliação de Previsão – Método
YoY – Horizonte de 9 meses à frente:**

Erro Quadrado Médio	3,920203
Erro Absoluto Médio	3,140522
Erro Percentual Absoluto Médio	167,4965

Várias especificações, entre elas diversas defasagens da variável dependente e do spread, foram testadas no sentido de encontrar uma melhor previsão para os horizontes determinados previamente, porém, a previsão dinâmica dos modelos originais acabou por conter os menores erros quadrados médios, absolutos médios e percentual absoluto médios.

A análise do SPREAD brasileiro ainda é nova, pois a base de dados que busca estimar a ETTJ ainda é muito pequena. Ao longo dos próximos anos, com uma base de dados maior, esperamos ter resultados mais satisfatórios e conclusivos, como no caso americano.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho teve a intenção de observar se o spread da taxa de juros básica de longo prazo e curto prazo (SPREAD) impacta a atividade econômica em horizontes à frente. Assim, a inclinação da Estrutura a Termo das Taxas de Juros poderia conter informação relevante a respeito da trajetória futura da atividade econômica para o Brasil.

Através da utilização do IBC-BR mensal dessazonalizado, utilizando três métodos de modelagem diferentes (cumulativo, marginal e ano contra ano), vimos que o SPREAD impacta o indicador de atividade ao nível de significância de 5%, na modelagem mais básica (SPREAD como única variável independente no MQO). Ao longo da dissertação, acrescentou-se a defasagem da variável dependente e o resultado mostrou que o SPREAD ainda impactava de forma significativa o IBC-BR.

O trabalho se preocupou com a eficiência das estimativas, com isso, as autocorrelações seriais foram sendo testadas nos modelos utilizados. O modelo que trouxe menor autocorrelação serial e, conseqüentemente, uma menor chance de problemas na inferência, foi o modelo ARMA, que introduziu uma série de tempo com erros. Por essa última modelagem, tiveram destaques os métodos de previsão cumulativo e ano contra ano, onde os horizontes de previsão de 6, 9 e 12 meses foram os que apresentaram melhor resultado.

Com os resultados do modelo com erros sendo os que tiveram melhor adequação em termos de significância dos valores estimados e menor correlação serial dos resíduos da equação, o trabalho buscou fazer previsões para os horizontes à frente. Além disso, trouxe uma comparação entre os valores previstos pelos modelos e os valores reais até o fim do ano de 2016.

As evidências encontradas neste trabalho permitem sugerir que os formuladores da política monetária prestem mais atenção a spreads que envolvam uma taxa de longo prazo próxima de 10 anos. Este indicador pode ser mais um instrumento para os Bancos Centrais utilizarem em suas decisões acerca das políticas econômicas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANBIMA. Estrutura a Termo das Taxas de Juros Estimada e Inflação Implícita Metodologia. Disponível em: http://www.anbima.com.br/pt_br/informar/curvas-de-juros-fechamento.htm. Abril, 2010.

ANG, A., PIAZZESI, M. e Wei, M. What Does the Yield Curve Tell us about GDP Growth? Working Paper 10672, NBER Working Paper Series. 2004.

BENATI, Luca e GOODHART, Charles. Investigating Time-Variation in the Marginal Predictive Power of the Yield Spread. Working series paper, No. 802, ECB. 2007.

BERNARD, H. e GERLACH, S. Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence, International Journal of Finance & Economics, vol. 3, issue 3, pages 195-215. 1998.

BORDO, Michael D. e HAUBRICH, Joseph G. The Yield Curve, Recessions, and the Credibility of the Monetary Regime: Long-Run Evidence, 1875-1997. NBER Working Paper No. 10431, National Bureau of Economic Research, April 2004.

CAMPBELL, John Y., e SHILLER, Robert J. Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view, in The Econometrics of Financial Markets, special issue, Review of Economic Studies 58, no. 3: 495-514. 1991.

DOTSEY, M. (1998), The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth, FRB Richmond Economic Quarterly, vol. 84, no. 3, pp. 31-51. 1998.

ESTRELLA, A. e HARDOUVELIS, Gikas. The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity, Journal of Finance, 46, 555-76. 1991.

ESTRELLA, A. e MISHKIN, F. Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, pp. 45-61. 1998.

ESTRELLA, A. e MISHKIN, F. The Term Structure of Interest Rates And Its Role in Monetary Policy for The European Central Bank, National Bureau of Economic Research, WP5279. 1995.

ESTRELLA, A. e TRUBIN, M. The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues. Federal Reserve Bank of New York, Volume 12, Number 5 – July/August 2006.

HARVEY, Campbell R. The Real Term Structure and Consumption Growth”, *Journal of Financial Economics*, 22,305-333. 1988.

HU, Z. The yield curve and real activity”, *IMF Staff Papers*, vol. 40, n. 4, pp. 781- 806. 1993.

LAURENT, Robert D. An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy. Federal Reserve Bank of Chicago *Economic Perspectives*, 1988, 12(1), pp. 3-14. 1988.

LAURENT, Robert D. Testing the ‘Spread’. Federal Reserve Bank of Chicago *Economic Perspectives*, 1989, 13(4), pp. 22-34. 1989.

MISHKIN, F. What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 77-95. 1990a.

MISHKIN, F. The Information in the Longer-Maturity Term Structure About Future Inflation”, *Quarterly Journal of Economics*, 55, 815-28. 1990b.

PLOSSER, C. e ROUWENHORST, K. International term structures and real economic growth, *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, issue 1, pages 133-155. 1994.

RUDEBUSCH, G. e WILLIAMS, J. Forecasting Recessions: The Puzzle of the Enduring Power of the Yield Curve. Federal Reserve bank of San Francisco, Working Paper 2007-16. July 2008.

SCHICH, Sebastian. Alternative Specifications of the German Term Structure and its Information Content Regarding Information, Deutsche Bundesbank discussion paper no. 8/96 1996.

SMETS, F. e TSATSARONIS, K. Why Does the Yield Curve Predict Economic Activity? Dissecting the evidence for Germany and the United States, working papers n. 49, BIS. 1997.

SOUZA FILHO, Edison. A Estrutura a Termo de Taxas de Juros e a Trajetória Futura de Inflação e Atividade Econômica: Um Estudo Sobre o Caso. Dissertação de Mestrado, FGV, São Paulo. 2006.

STOCK, J. e WATSON, M. Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. Working paper 8180, NBER Working Paper Series. 2003.

TSAY, R. *Analysis of Financial Time Series*, Third Ed. Published by John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey. 2010.

WHEELOCK, David e WOHAR, Mark. Can the Term Spread Predict Output Growth and Recessions? A Survey of the literature. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 91(5, Part 1), pp. 419-40. 2009.

ANEXO I

Modelo de Svensson utilizado pela ANBIMA na estimação da Estrutura à termo das Taxas de Juros

A construção da ETTJ para as diferentes classes de títulos é baseada na mesma metodologia da construção do intervalo indicativo, disponibilizado no Sistema de Difusão de Taxas e na publicação do Mercado Secundário da ANBIMA. A premissa básica para estimação das curvas de juros é a de que o preço de um título de renda fixa é igual ao fluxo de caixa futuro prometido pelo emissor, trazido a valor presente por uma função desconto¹.

$$P_{i,t} = \sum_{j=1}^{K_i} F_{i,j,t} b_t(T_{i,j}) + \varepsilon_{i,t}, \quad \forall i, t.$$

Na equação anterior:

$F_{i,j,t}$: j-ésimo pagamento (cupom e/ou amortização) do i-ésimo título na data t

$T_{i,j}$: prazo, em anos (dias úteis/252), em que ocorre o pagamento j do i-ésimo título

K_i : número de pagamentos do título i

$P_{i,t}$: preço do i-ésimo título na data t

$\varepsilon_{i,t}$: erro cometido pelo modelo para o título i na data t

$b_t(T_{i,j})$: função desconto discreta, definida pela equação:

$$b_t(T_{i,j}) = \frac{1}{(1 + r_t(T_{i,j}))^{T_{i,j}}}$$

¹ Como estamos tratando de títulos de um mesmo emissor (o governo federal), o risco de crédito é o mesmo para todos os títulos e por isto ele já está incorporado nos juros.

No modelo proposto por Svensson (1994), a taxa de juros na data t para o prazo τ , em anos (base dias úteis/252), é dada pela seguinte equação:

$$r_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t}\tau}}{\lambda_{1t}\tau} - e^{-\lambda_{1t}\tau} \right) + \beta_{4t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{2t}\tau}}{\lambda_{2t}\tau} - e^{-\lambda_{2t}\tau} \right)$$

Esse modelo é amplamente utilizado por diversos bancos centrais por tratar-se de uma forma funcional simples que descreve toda a estrutura temporal das taxas de juros com um pequeno número de parâmetros. O formato da equação permite uma estrutura suave e flexível que acomoda os diversos formatos de ETTJ observados nos dados.

Os fatores da estrutura possuem a interpretação de nível (β_{1t}), inclinação (β_{2t}) e curvaturas (β_{3t} e β_{4t}). Os parâmetros λ_{1t} e λ_{2t} caracterizam o decaimento, determinando onde as cargas de β_{3t} e β_{4t} atingem seu máximo.

Tomando os limites da equação acima, temos:

$$\lim_{\tau \rightarrow 0} r_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t}$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} r_t(\tau) = \beta_{1t}$$

Desta forma, β_{1t} e β_{2t} são, respectivamente, os componentes de longo e de curto prazo da ETTJ. Já β_{3t} e β_{4t} são os componentes de médio prazo, pois a carga que multiplica ambos,

$\frac{1 - e^{-\lambda_i\tau}}{\lambda_i\tau} - e^{-\lambda_i\tau}$, começa em zero, é crescente no início e depois tende para zero quando $\tau \rightarrow \infty$.

Os parâmetros da ETTJ (β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} , β_{4t} , λ_{1t} e λ_{2t}) são obtidos através da minimização do somatório dos erros quadráticos (quadrado da diferença entre o preço

indicativo² e o preço resultante do modelo) de todos os títulos ponderados pelo inverso da *duration*:

$$\text{Min} \sum_{i=1}^N W_i \left(P_i - \sum_{j=1}^{k_i} F_{i,j} b_t(T_{i,j}) \right)^2$$

Como observado acima, a função-objetivo visa à minimização dos erros nos preços dos ativos (quadrado da diferença entre o preço indicativo² e o preço resultante do modelo). O procedimento gera um resultado homocedástico em termos de erros nos preços, porém, heterocedástico nessa medida referente às correspondentes taxas internas de retorno. Essa característica é resultado da diferença de sensibilidade de alterações nas taxas em função de alterações no preço para ativos de durações diferentes. Com o objetivo de atenuar esse problema, utiliza-se o ponderador W_i , já que pequenas diferenças nos preços de ativos de curto prazo implicam em grandes diferenças em suas taxas. O inverso da Duration foi adotado por penalizar mais o erro para ativos de curto prazo e, ainda assim, considerar a influência dos vencimentos de prazos mais longos..

Esse critério de ajuste foi estabelecido considerando peculiaridades da estrutura da dívida doméstica, como concentração de vencimentos no curto prazo. A Associação monitorará o perfil da dívida pública brasileira para ajustar o modelo caso haja alteração da estrutura de vencimentos que justifique a alteração do ponderador.

Na construção do intervalo indicativo, a otimização é realizada com base nos quatro parâmetros β , pois os componentes de decaimento λ_{1t} e λ_{2t} são mantidos fixos. Para permitir um menor nível de erro e, conseqüentemente, uma melhor aderência da curva aos dados, a ETTJ a ser divulgada será obtida através da estimação diária de todos os seis parâmetros do modelo. Com isso, a otimização torna-se um pouco mais complexa, uma vez que é altamente não linear, conforme mostrado por Bolder e Stréliniski (1999).

A alta não linearidade traz o risco da otimização não atingir um mínimo global, mas sim um mínimo local, isto é, o risco da falsa convergência. Esse problema pode ser claramente observado quando são usados os métodos de otimização tradicionais (mínimos quadrados não lineares ou máxima verossimilhança), uma vez que estes se mostram muito sensíveis aos parâmetros iniciais fornecidos: os resultados obtidos para uma mesma data

² Preço indicativo calculado a partir da coleta das taxas consideradas justas pelas instituições para o título, independente de ter havido negócios com o papel.

variam muito, dependendo dos valores iniciais. Adicionalmente, a estimação por essa via leva à alta volatilidade da série histórica dos parâmetros, à abundância de valores anômalos e à grande frequência de mudanças estruturais, não justificáveis pela evolução do mercado de títulos públicos no Brasil.

Com o intuito de contornar esses problemas, foi desenvolvido um algoritmo genético para estimação dos parâmetros do modelo de Svensson, possibilitando resultados mais satisfatórios, séries históricas menos voláteis e melhor ajuste aos dados. Para um resultado ainda melhor, refina-se os parâmetros β encontrados pelo genético através da estimação tradicional, onde os dados obtidos no primeiro são utilizados para definir a região inicial da otimização.

O algoritmo genético, introduzido por Holland (1975), é um algoritmo de busca, inspirado na biologia evolutiva e aplicável a diferentes situações, cuja ideia básica é criar uma população de cromossomos que representam candidatos à solução do problema. Essa população evolui ao longo do tempo através de novas gerações. A cada evolução, os melhores indivíduos são selecionados e submetidos a processos de *crossover* e mutação. Essas gerações são criadas até a população convergir para a solução ótima do problema.

A eficiência desse algoritmo, análogo à ideia de adaptação dos indivíduos ao longo da evolução, reside na capacidade de explorar a informação acumulada sobre um espaço de busca inicialmente desconhecido, de forma a enviar as buscas subsequentes para espaços mais adequados. Seu desenvolvimento aplicado à solução do problema de estimação da ETTJ, segundo a equação de Svensson, tomou como base o trabalho de Gimeno e Nave (2006) do Banco Central da Espanha.