

2

Conteúdo Informacional da Estrutura a Termo da Taxa de Juros no Brasil

No Brasil, o conteúdo informacional da curva de juros é ainda um assunto muito pouco explorado. O objetivo desta seção é explorar esta área, avaliando o conteúdo informacional da curva de juros no Brasil sobre a atividade econômica.

Como veremos na próxima seção, os dois primeiros componentes principais explicam mais de 99% das variações das taxas de juros no Brasil, tendo a interpretação clássica de um componente relativo ao nível da curva de juros e outro relativo à inclinação. Dessa forma, utilizaremos a inclinação da curva de juros, medida pela diferença entre a média mensal da taxa referencial de *swap* DI prefixada da BM&F para maturidade de 180 dias e a taxa Selic efetiva¹, para avaliar o conteúdo informacional da estrutura a termo da taxa de juros.

Devido ao perfil diferenciado das aplicações financeiras no país, foi necessária a utilização de um *spread* de médio-prazo, que possui uma relação negativa com o crescimento futuro. Assim, os resultados obtidos não são comparáveis com aqueles obtidos nos países desenvolvidos, onde se utilizou o *spread* de longo-prazo, que possui relação positiva com o crescimento futuro. Este fato é decorrente do impacto diferenciado de uma contração monetária nos dois casos. Enquanto apertos monetários são vistos como transitórios para as taxas de longo-prazo, são vistos como permanentes para as taxas de médio-prazo. Dessa forma, o início de um ciclo de aperto monetário, que levará à redução do crescimento futuro, tem efeitos opostos nas curvas de médio e longo-prazo, aumentando a inclinação da primeira e reduzindo a da última. Além disso, num ambiente de uma economia emergente, a presença de crises externas é um fator agravante, já que neste caso o aumento das taxas de médio-prazo devido à expectativa de um choque de juros para conter a depreciação cambial é acompanhado de um menor crescimento futuro. Portanto, seja através do mecanismo padrão de transmissão de política monetária ou através da resposta

¹Foram testadas também outras medidas para a inclinação da curva de juros, utilizando como taxa de curto-prazo o *swap* de 30 dias e/ou como taxa de longo-prazo o *swap* de 360 dias. Os resultados obtidos com estas especificações alternativas foram muito semelhantes e assim apresentamos somente os resultados do *spread* com maior conteúdo informacional.

das variáveis macroeconômicas a crises, um aumento do *spread* de médio-prazo é acompanhado de uma redução no crescimento futuro. Dessa forma, verificaremos a seguir a presença de conteúdo informacional do *spread* da curva de juros com relação a diferentes medidas de atividade.

2.1

Produção Industrial

2.1.1

Previsibilidade da Produção Industrial Agregada

Inicialmente, verificamos a relação entre o *spread* da taxa de juros e o crescimento futuro da produção industrial. Como a produção industrial é observada mensalmente, utilizou-se uma amostra mensal de setembro de 1999 a julho de 2005 do índice de base fixa mensal com ajuste sazonal (Base: média 2002 = 100) do IBGE.

Seguindo a abordagem de Estrella e Hardouvelis (1991), Haubrich e Dombrosky (1996), Estrella e Mishkin (1997) e Hamilton e Kim (2002), utiliza-se a seguinte regressão para examinar o conteúdo informacional do *spread* com relação à atividade econômica:

$$\begin{aligned} y_t^k &= \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \varepsilon_t & (2-1) \\ y_t^k &= (1200/k) * (\ln Y_{t+k} - \ln Y_t) \\ S_t &= i_t^n - i_t^1 \end{aligned}$$

onde Y_{t+k} é o valor da produção industrial no mês $t+k$, y_t^k é o crescimento anualizado da produção industrial nos próximos k meses e i_t^n , i_t^1 são, respectivamente, a taxa de médio-prazo (*swap* di-pré de 6 meses) e a de curto-prazo (Selic). A tabela 2.1 mostra os resultados da estimação da equação, já utilizando erros-padrão ajustados para a presença de superposição de dados através do método de Newey-West (1987)².

²A superposição de dados afeta a consistência dos erros-padrão OLS, o que impediria a avaliação da significância estatística dos coeficientes sem a adequada correção.

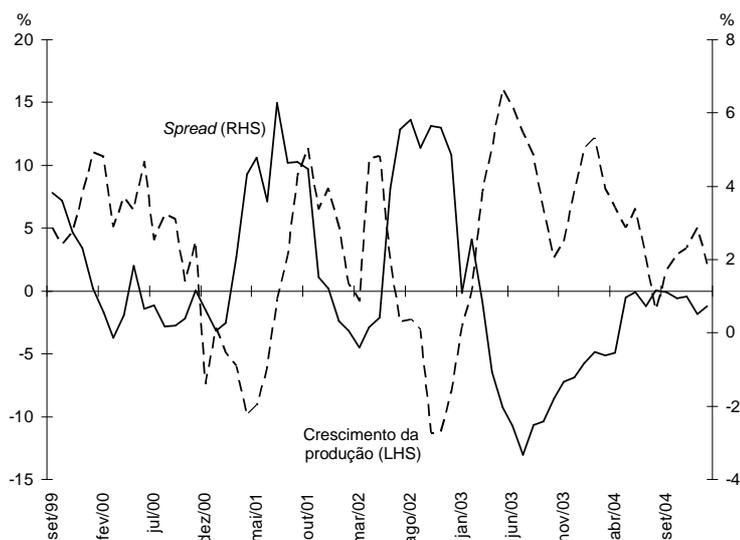
Tabela 2.1: Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros

k (meses)	α_1	$\overline{R^2}$
4	-1,86* (0,65)	0,23
5	-1,79* (0,50)	0,29
6	-1,64* (0,43)	0,34
9	-1,04* (0,32)	0,21
12	-0,60** (0,30)	0,11

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Como mencionado anteriormente, estamos usando um *spread* de médio-prazo e assim espera-se que o sinal do coeficiente seja negativo, o que de fato ocorre. Além disso, o poder de previsão aumenta para um horizonte de até 6 meses e começa a cair à partir de então, com a magnitude absoluta dos coeficientes diminuindo com o aumento do horizonte de previsão. A figura 2.1, que mostra a taxa de crescimento da produção industrial anualizada nos 6 meses seguintes e a inclinação da curva de juros em t, pode fornecer uma representação mais intuitiva desta relação, observando-se claramente a relação negativa entre o *spread* da curva de juros e o crescimento da produção.

Figura 2.1: Crescimento da produção industrial 6 meses adiante e inclinação da curva de juros



2.1.2

Controlando para Outras Variáveis Explicativas

Uma questão que pode surgir é se o conteúdo informacional presente na curva de juros é decorrente da influência de outras variáveis na estrutura a termo. Assim, torna-se necessário checar a influência de outras variáveis no crescimento futuro da produção, verificando se o poder de previsão da estrutura a termo se mantém com a adição das novas variáveis. Uma razão muito explorada para o poder de previsão da curva de juros é a possibilidade de ações na política monetária levarem à movimentação conjunta do *spread* da curva de juros e da produção futura. Não há razões para se duvidar que ações na política monetária influenciem a curva de juros³. A grande questão é se existe alguma informação adicional no *spread* com relação àquela contida no instrumento de política monetária. Para verificarmos isso, podemos estimar a seguinte relação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * Im_t + \varepsilon_t \quad (2-2)$$

onde Im_t é a média mensal do instrumento de política monetária, a taxa Selic efetiva fornecida pelo Banco Central. Como pode ser observado na tabela 2.2, todos os resultados obtidos anteriormente se mantêm, com uma pequena redução na magnitude absoluta dos coeficientes para todos os horizontes. Assim, pode-se afirmar que o *spread* da curva de juros apresenta conteúdo informacional adicional ao do instrumento de política monetária.

Tabela 2.2: Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e a taxa Selic

k (meses)	α_1	β_1	\bar{R}^2
4	-1,84 (0,42)*	0,11 (0,33)	0,22
5	-1,74 (0,34)*	0,25 (0,27)	0,29
6	-1,56 (0,28)*	0,40 (0,22)	0,36
9	-0,89 (0,23)*	0,67 (0,18)*	0,35
12	-0,44 (0,19)**	0,69 (0,15)*	0,34

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Por outro lado, seguindo Haubrich e Dombrosky (1996) e Hamilton e Kim (2002), podemos avaliar se o crescimento passado da produção, que tem

³Como pode ser observado, por exemplo, em Tabak (2003).

poder de previsão sobre o crescimento futuro, afeta o poder de previsão do *spread* da curva de juros. Estima-se assim a seguinte equação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * y_{t-k}^k + \varepsilon_t \quad (2-3)$$

Os resultados obtidos podem ser observados na tabela 2.3. Mantém-se o poder explicativo da inclinação da curva de juros com um aumento na magnitude absoluta dos coeficientes com relação ao exercício original. Novamente, a magnitude absoluta dos coeficientes é reduzida à medida que o horizonte de previsão aumenta.

Tabela 2.3: Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e o crescimento passado

k (meses)	α_1	β_1	\bar{R}^2
4	-2,32 (0,40)*	-0,40 (0,11)*	0,37
5	-2,14 (0,33)*	-0,35 (0,10)*	0,42
6	-1,87 (0,27)*	-0,32 (0,09)*	0,47
9	-1,11 (0,21)*	-0,45 (0,10)*	0,48
12	-0,60 (0,21)*	-0,37 (0,13)*	0,27

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Além disso, existe o argumento de que o poder de previsão da curva de juros é decorrente da informação presente no *spread* sobre a variação da inflação, como mostraram Fama (1990), Mishkin (1990 e 1991), Jorion e Mishkin (1991) e Estrella e Mishkin (1997). Estes autores argumentam que o *spread* refletiria a expectativa de futuras modificações na taxa de inflação, utilizando para isso a Hipótese das Expectativas e a equação de Fisher. Kozicki (1998), por outro lado, argumenta que para países em que o processo inflacionário é menos persistente, o *spread* teria na realidade somente informação sobre a inflação corrente. Podemos avaliar se o poder de previsão da curva de juros é decorrente de informações sobre a inflação corrente (apesar do persistente processo inflacionário no Brasil no período estudado) estimando a equação abaixo⁴:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * \pi_t + \varepsilon_t \quad (2-4)$$

⁴Não realizamos nenhuma avaliação do conteúdo informacional da curva de juros adicional às expectativas de inflação futura devido ao pequeno tamanho da amostra disponível neste período para o Brasil.

onde π_t é a taxa de inflação medida pelo IPCA, fornecida pelo IBGE. Observando-se os resultados obtidos na tabela 2.4, verifica-se novamente que o poder de previsão do *spread* se mantém, com uma pequena redução no valor absoluto dos coeficientes e apresentando as mesmas características dos exercícios anteriores.

Tabela 2.4: Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros e a taxa de inflação corrente

k (meses)	α_1	β_1	\bar{R}^2
4	-1,40 (0,43)*	-4,91 (1,87)**	0,29
5	-1,46 (0,36)*	-3,54 (1,56)**	0,34
6	-1,41 (0,31)*	-2,44 (1,33)	0,36
9	-1,02 (0,27)*	-0,25 (1,19)	0,20
12	-0,68 (0,24)*	0,87 (1,03)	0,10

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Finalmente, pode-se argumentar que na verdade é a combinação de todos os fatores que fornece o poder de previsão da estrutura a termo, sendo necessária a estimação da seguinte equação:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * S_t + \beta_1 * y_{t-k}^k + \gamma_1 * Im_t + \phi_1 * \pi_t + \varepsilon_t \quad (2-5)$$

A tabela 2.5 mostra que, mesmo incluindo todas as variáveis anteriormente discutidas, os resultados anteriores se mantém, com o *spread* da curva de juros ajudando a prever a produção industrial para todos horizontes, com uma menor significância estatística para o horizonte de 12 meses.

Tabela 2.5: Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado da produção industrial, instrumento de política monetária e taxa de inflação

k (meses)	α_1	β_1	γ_1	ϕ_1	\bar{R}^2
4	-2,00 (0,67)*	-0,43 (0,14)*	-0,22 (0,46)	-4,10 (2,12)	0,42
5	-1,84 (0,43)*	-0,35 (0,13)*	-0,03 (0,35)	-3,10 (1,77)	0,45
6	-1,57 (0,42)*	-0,24 (0,16)	0,21 (0,40)	-2,32 (1,55)	0,47
9	-1,00 (0,29)*	-0,33 (0,15)**	0,31 (0,28)	-0,36 (0,61)	0,48
12	-0,57 (0,27)**	-0,17 (0,27)	0,50 (0,28)	0,57 (1,20)	0,38

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

2.1.3

Razões para o Poder de Previsão do Spread da Curva de Juros

Confirmando-se a hipótese de que a curva de juros tem poder de previsão sobre a atividade econômica, seria interessante decompor o *spread* e avaliar quais fatores têm maior conteúdo informacional com relação à atividade econômica futura.

Seguindo Hamilton e Kim (2002), podemos decompor tautologicamente qualquer taxa futura em expectativas da taxa de curto-prazo e um prêmio a termo variante no tempo (que poder ser tanto um prêmio de risco quanto um prêmio de liquidez). Tem-se então:

$$i_t^n = \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 + PT_t \quad (2-6)$$

onde $E_t i_{t+j}^1$ é a expectativa do mercado no instante t da taxa de curto-prazo em t+j e PT_t é o prêmio a termo.

Subtraindo a taxa de curto-prazo dos dois lados da equação temos então:

$$S_t = \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1 + PT_t \quad (2-7)$$

Por outro lado, o *spread* pode ser escrito como:

$$S_t = \left(\frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1 \right) + \left(i_t^n - \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 \right) \quad (2-8)$$

Substituindo a equação 2-8 em 2-1 e permitindo que cada fator tenha uma contribuição diferenciada, obtém-se:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 * \left(\frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 - i_t^1 \right) + \alpha_2 * \left(i_t^n - \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1 \right) + \varepsilon_t \quad (2-9)$$

Seja μ_{t+n} o erro de previsão das taxas de curto-prazo futuras definido como:

$$\mu_{t+n} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^1 - \frac{1}{n} * \sum_{j=0}^{n-1} E_t i_{t+j}^1$$

Então, podemos escrever a equação 2-9 como:

$$\begin{aligned}
 y_t^k &= \alpha_0 + \alpha_1 * MCP_t + \alpha_2 * PT_t + \gamma_t & (2-10) \\
 MCP_t &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^1 - i_t^1 \\
 PT_t &= i_t^n - \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} i_{t+j}^1 \\
 \gamma_t &= \varepsilon_t + (\alpha_2 - \alpha_1) * \mu_t
 \end{aligned}$$

onde MCP_t representa as expectativas de modificações futuras da política monetária e PT_t o prêmio a termo. Sob expectativas racionais, γ_t não é correlacionado com qualquer variável em t e assim a equação 2-10 pode ser estimada utilizando i_t^n e i_t^1 como instrumentos.

Os resultados obtidos são apresentados na tabela 2.6. O coeficiente relacionado com as expectativas de modificações futuras na política monetária é estatisticamente significativo para todos os períodos a um nível de 1%, enquanto o coeficiente relacionado ao prêmio a termo não é significativo a um nível de até 5% de confiança para nenhum horizonte. Além disso, para todos os horizontes estudados os coeficientes são estatisticamente diferentes⁵, ou seja, o coeficiente com relação à expectativa de modificações futuras na taxa de curto-prazo é estatisticamente maior que o relacionado ao prêmio a termo. Assim, podemos concluir que o poder de previsão do *spread* da curva de juros está relacionado primordialmente com as expectativas de modificações no estado da política monetária.

⁵Para avaliar se os coeficientes eram estatisticamente diferentes, utilizamos um teste de Wald cuja hipótese nula era a de que os coeficientes eram iguais.

Tabela 2.6: Prevendo o crescimento da produção industrial k períodos à frente usando a decomposição do *spread* da curva de juros

k (meses)	α_1	α_2	Teste χ_1^2 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2$	\bar{R}^2
4	-3,14 (0,63)*	-0,43 (0,82)	10,55*	0,33
5	-3,00 (0,52)*	-0,42 (0,61)	13,10*	0,42
6	-2,86 (0,50)*	-0,25 (0,46)	15,12*	0,52
9	-2,17 (0,25)*	0,31 (0,43)	18,07*	0,46
12	-1,32 (0,35)*	0,27 (0,35)	8,76*	0,24

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

2.1.4

Previsibilidade dos Componentes da Produção Industrial: Onde Estão os Principais Efeitos?

Pode-se avaliar também qual dos componentes da produção industrial apresenta maior relação com o *spread* da curva de juros. Para isso, estima-se a equação 2-1 para a produção de bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e bens de consumo não-duráveis, utilizando uma amostra mensal de setembro de 1999 a julho de 2005 do índice de base física mensal com ajuste sazonal (Base: média 2002 = 100) do IBGE para cada uma das variáveis.

Os resultados podem ser observados na tabela 2.7. Novamente, o *spread* possui poder de previsão tanto para a produção de bens de capital quanto para a de bens de consumo duráveis até um horizonte de 9 meses, com maior poder de previsão, significância estatística e magnitude absoluta para o primeiro componente. Para bens intermediários, o conteúdo informacional mostra-se bem reduzido, com os coeficientes estatisticamente significativos somente para os horizontes de 5 e 6 meses e um baixíssimo \bar{R}^2 . Já para a produção de bens de consumo não-duráveis, o *spread* só possui conteúdo informacional a partir de um horizonte de 6 meses, mantendo-o até 12 meses adiante. Assim, pode-se concluir que o conteúdo informacional do *spread* com relação à produção industrial concentra-se principalmente na produção de bens de capital, com uma menor relação com a produção de bens de consumo duráveis e não-duráveis, sendo que para esta última categoria o poder explicativo aparece principalmente em horizontes mais longos.

Tabela 2.7: Prevendo o crescimento dos componentes da produção industrial k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros

k (meses)	Bens de Capital		Bens Intermediários		Bens de Consumo Duráveis		Bens de Consumo Não Duráveis	
	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2	α_1	\bar{R}^2
4	-4,98 (1,49)*	0,32	-0,86 (0,44)	0,04	-3,86 (1,75)**	0,13	-0,59 (0,64)	0,01
5	-4,73 (1,16)*	0,39	-0,76 (0,38)**	0,04	-3,27 (1,38)**	0,12	-0,77 (0,49)	0,04
6	-4,52 (0,90)*	0,45	-0,69 (0,34)**	0,05	-2,85 (1,14)**	0,11	-0,84 (0,43)	0,09
9	-2,89 (0,71)*	0,26	-0,40 (0,27)	0,02	-1,87 (0,76)**	0,08	-0,97 (0,35)*	0,24
12	-1,65 (0,58)*	0,11	-0,28 (0,21)	0,01	-1,00 (0,77)	0,03	-0,88 (0,19)*	0,28

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Estes resultados apresentam duas interpretações clássicas. A primeira ressalta a forma como a taxa de juros real afeta o preço relativo intertemporal dos bens. Como um aumento na taxa de juros reduz o valor residual, aumentaria o chamado “custo de uso” dos mesmos. Assim, bens com maiores valores residuais seriam mais afetados por aumentos esperados nas taxas de juros, o que explicaria o maior poder explicativo do *spread* com relação aos bens de capital (e em menor proporção aos bens de consumo duráveis). Adicionalmente, poderíamos explicar estes resultados pelo papel diferenciado que as condições do mercado de trabalho têm na demanda destes bens. Sendo a demanda por bens não duráveis muito mais dependente da renda do trabalho, o efeito da política monetária (e conseqüentemente das expectativas de variações nas taxas de curto-prazo) sobre estes ocorreria de forma indireta e defasada, o que explicaria o poder de previsão apenas para horizontes mais longos. Dessa forma, afeta-se inicialmente a demanda dos bens de capital e bens de consumo duráveis para, somente após afetar o nível de atividade e o mercado de trabalho, termos efeito sobre a demanda de bens de consumo não duráveis⁶. Finalmente, o reduzido poder explicativo para bens intermediários confirma a baixa sensibilidade de seus produtores à política monetária local, grandes empresas exportadoras com acesso ao mercado internacional de capitais.

⁶Para uma análise mais detalhada do canal de renda do trabalho como mecanismo de transmissão da política monetária, ver Grandjean (2005).

2.2

Outras Variáveis Macroeconômicas

Confirmada a intuição de que o *spread* da curva de juros tem conteúdo informacional sobre a produção industrial, podemos verificar se esta relação se mantém para outras variáveis macroeconômicas. Nas próximas duas subseções, verifica-se esta relação para o consumo e o emprego formal.

2.2.1

Previsibilidade do Consumo

Novamente, verificamos inicialmente a relação direta entre o *spread* da taxa de juros e o crescimento futuro do consumo. Para o consumo, utilizou-se uma amostra mensal de janeiro de 2000 a julho de 2005 do índice de volume de vendas no varejo (Base: média 2003 = 100) do IBGE dessazonalizada através do método X-12 ARIMA.

A tabela 2.8 mostra os resultados da estimação da equação 2-1 para o consumo. Estimou-se a equação também para um horizonte de apenas 2 meses, já que se imagina que o efeito no comércio varejista ocorra de forma mais rápida que na produção industrial. Os resultados realmente demonstram isso, com os coeficientes para este horizonte estatisticamente significativos a um nível de 1%. Além disso, o poder de previsão se mantém até um horizonte de 12 meses adiante. Da mesma forma que para a produção industrial, o conteúdo informacional atinge seu máximo para um horizonte de 6 meses e a magnitude absoluta dos coeficientes decresce com o horizonte escolhido. Assim, apesar das taxas utilizadas afetarem mais diretamente a produção industrial, a influência no consumo também é sentida pela relação entre as taxas de juros de mercado e o custo de crédito ao consumidor, como pôde ser visto na seção 1.

Tabela 2.8: Prevendo o crescimento do volume de vendas no varejo k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros

k (meses)	α_1	\bar{R}^2
2	-1,71 (0,60)*	0,06
4	-1,95 (0,54)*	0,22
6	-1,81 (0,49)*	0,36
9	-1,49 (0,41)*	0,34
12	-1,02 (0,37)*	0,21

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Mesmo incluindo as demais variáveis de controle o resultado se mantém, como pode ser visto na tabela 2.9, que mostra os resultados da estimação da equação 2.5 para o consumo. O poder de previsão se mantém para os horizontes de 4 a 12 meses a um nível de significância de até 5%. Assim, verifica-se também um relevante conteúdo informacional da estrutura a termo com relação ao crescimento do consumo.

Tabela 2.9: Prevendo o crescimento do volume de vendas no varejo k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado das vendas no varejo, instrumento de política monetária e taxa de inflação

k (meses)	α_1	β_1	γ_1	ϕ_1	\bar{R}^2
2	-1,32 (0,85)	-0,20 (0,13)	-0,06 (0,62)	-7,52 (3,75)	0,12
4	-2,26 (0,63)*	-0,32 (0,16)**	-0,31 (0,46)	-2,60 (1,95)	0,29
6	-1,48 (0,56)**	0,07 (0,13)	0,50 (0,33)	-2,23 (1,18)	0,42
9	-1,14 (0,55)**	0,25 (0,13)	0,91 (0,30)*	-1,12 (1,44)	0,45
12	-0,87 (0,42)**	0,31 (0,18)	0,93 (0,30)*	0,37 (0,93)	0,42

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

2.2.2

Previsibilidade do Emprego Formal

Finalmente, avaliamos se existe alguma relação entre o *spread* da taxa de juros e o crescimento futuro do emprego. Utilizou-se para isso uma amostra mensal de setembro de 1999 a julho de 2005 do índice de emprego formal (Base: 2002 = 100) do IBGE dessazonalizado através do método X-12 ARIMA.

Os resultados da estimação, apresentados nas tabelas 2.10 (regressão simples) e 2.11 (regressão com todas as variáveis de controle) não apresentam resultados tão satisfatórios quanto os anteriormente obtidos. Apesar dos coeficientes da regressão simples serem estatisticamente significativos a um nível de confiança de 1% para todos os horizontes, o poder de previsão diminui consideravelmente com a inclusão das variáveis de controle para todos os horizontes, mantendo-se os coeficientes estatisticamente significativos somente para os horizontes de 5, 6 e 12 meses.

Tabela 2.10: Prevendo o crescimento do emprego formal k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros

k (meses)	α_1	\bar{R}^2
4	-0,23 (0,09)**	0,11
5	-0,24 (0,09)*	0,14
6	-0,25 (0,09)*	0,15
9	-0,28 (0,09)*	0,23
12	-0,30 (0,08)*	0,31

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Tabela 2.11: Prevendo o crescimento do emprego formal k períodos à frente usando o *spread* da curva de juros, o crescimento passado do emprego formal, instrumento de política monetária e taxa de inflação

k (meses)	α_1	β_1	γ_1	ϕ_1	\bar{R}^2
4	-0,20 (0,11)	0,47 (0,22)**	-0,10 (0,10)	-0,09 (0,38)	0,42
5	-0,24 (0,11)**	0,44 (0,20)**	-0,11 (0,10)	0,03 (0,33)	0,43
6	-0,25 (0,12)**	-0,40 (0,18)**	-0,11 (0,10)	0,01 (0,33)	0,40
9	-0,29 (0,13)	0,44 (0,21)**	-0,06 (0,10)	-0,11 (0,33)	0,37
12	-0,33 (0,13)**	0,75 (0,36)**	-0,02 (0,09)	-0,01 (0,37)	0,41

Nota: Entre parênteses estão os erros-padrão corrigidos pela metodologia Newey-West que levam em conta heterocedasticidade condicional e a média móvel criada pelo overlap dos horizontes; * (**) Significativo a 1% (5%)

Os resultados obtidos confirmam a intuição proveniente da decomposição da produção industrial e indicam a existência do canal de renda do trabalho como transmissor da política monetária no Brasil. A menor sensibilidade à política monetária corrente e futura do mercado de trabalho, explicitada pelos resultados menos significativos apresentados na tabela 2.11, explicaria assim o menor poder de previsão da curva de juros com relação aos bens de consumo não duráveis.

2.3 Conclusões

Nesta seção, foram apresentadas evidências de que a estrutura a termo da taxa de juros possui conteúdo informacional com relação à atividade econômica no Brasil para um horizonte de até 12 meses adiante. Além disso, o *spread* da

curva de juros tem poder de previsão adicional ao de uma série de variáveis, como o instrumento de política monetária, o crescimento passado e a taxa de inflação corrente, tanto para a produção industrial quanto para o consumo. Já para o emprego formal, o poder de previsão aumenta com o horizonte de previsão, o que é condizente com as defasagens no mecanismo de transmissão da política monetária.

Dentre os componentes da produção industrial, o principal conteúdo informacional é referente à produção de bens de capital, diminuindo para a produção de bens de consumo duráveis e não-duráveis.

Finalmente, verificou-se que o poder de previsão é decorrente essencialmente de expectativas de variações futuras nas taxas de curto-prazo, não havendo influência relevante do prêmio a termo.

Os resultados aqui expostos devem ser encarados como simples indicadores da presença de poder de previsão da curva de juros com relação ao nível futuro de atividade econômica. Uma avaliação mais completa da dinâmica das relações entre as variáveis macroeconômicas e a estrutura a termo da curva de juros para o Brasil passa pela especificação e estimação de um modelo mais robusto que as simples técnicas de regressão aqui utilizadas. Na próxima seção, introduziremos o modelo afim da estrutura a termo da taxa de juros com variáveis latentes, que será posteriormente expandido para uma análise completa da interação entre as variáveis macroeconômicas e a curva de juros no Brasil.