

### 3

## **Formação de Expectativas das taxas de Juros, Inflação e crescimento do PIB: Identificação dos coeficientes a partir da Heterocedasticidade**

### 3.1

#### **Introdução**

O presente trabalho estuda a formação das expectativas acerca de três variáveis macroeconômicas no Brasil: taxa de juros, taxa de inflação e taxa de crescimento do PIB. Avaliamos a magnitude com que os agentes alteram as suas expectativas de inflação e de crescimento do PIB como resposta a uma mudança na taxa de juros esperada. De maneira análoga, verificamos como as expectativas de juros futuros respondem a mudanças nas expectativas de inflação e de crescimento do PIB.

A trajetória das expectativas de inflação influencia decisivamente o comportamento das taxas de inflação e, conseqüentemente, a capacidade do Banco Central alcançar a estabilidade de preços (Bernanke, 2007). Erceg e Levin (2003) mostram que, em muitos modelos macroeconômicos, o custo de desinflação é determinado pela sensibilidade das expectativas de inflação à política monetária. Desse modo, a eficácia da política monetária depende da maneira como os agentes formam suas expectativas acerca da inflação futura. Estimar como as expectativas de inflação reagem a alterações nas expectativas de juros ajuda a avaliar a potência da política monetária. Adicionalmente, se os agentes não cometem erros sistemáticos, as expectativas de inflação, juros e produto dos agentes devem se relacionar da mesma forma que as verdadeiras taxas de inflação, juros e PIB. Podemos argumentar, então, que a função reação estimada a partir das previsões dos agentes se assemelha à função reação efetivamente adotada pelo Banco Central.

As estimativas acerca da função reação esperada pelos agentes contribuem ainda para mensurar a credibilidade da Autoridade Monetária. Bancos Centrais críveis são aqueles percebidos, pela população, como comprometidos com a meta

de inflação anunciada explicitamente ou, ainda, com baixas taxas de inflação. Assim, em momentos em que os agentes identificam ameaças ao cumprimento da meta, deveríamos observar, sob a hipótese de que o Banco Central é crível, uma forte resposta da taxa de juros esperada a choques na expectativa de inflação.

Nos últimos anos, diversos trabalhos empíricos estudaram a formação das expectativas de inflação. Ueda (2009) construiu um vetor autoregressivo (VAR) para estudar os determinantes das expectativas de inflação nos Estados Unidos e no Japão. O autor conclui que choques nos preços dos alimentos e de energia possuem grandes efeitos sobre as expectativas de inflação nos dois países. Contudo, nos EUA esse impacto é permanente enquanto que, no Japão, ele é transitório.

Kiley (2008) estuda as expectativas de inflação nos EUA a partir de um modelo estrutural. O autor considera que os agentes utilizam as taxas observadas de inflação, juros nominais e do hiato do produto para inferir a meta de inflação de longo prazo do Federal Reserve. Os resultados obtidos mostram que essas três variáveis são importantes na formação das expectativas de inflação.

No Brasil, o início da pesquisa Focus, em 2000, favoreceu a elaboração de estudos empíricos acerca das expectativas de inflação. Cerisola e Gelos (2005) estimaram os determinantes das expectativas de inflação no país entre 2000 e 2004. Os resultados das estimações efetuadas por OLS e por GMM indicam que a meta de inflação e a política fiscal influenciam decisivamente as expectativas de inflação. Já a taxa de juros real defasada apresentou sinal diferente do esperado na estimação por GMM. Esse fato indica que a inclusão da taxa de juros defasada não resolveu de forma satisfatória o referido problema da endogeneidade.

Outro trabalho que estudou a formação das expectativas de inflação no Brasil foi escrito por Araujo e Gaglianone (2010). Eles concluíram que as expectativas de inflação no período compreendido entre janeiro de 2004 e dezembro de 2008 apresentaram uma elevada inércia. Verificaram ainda que as expectativas são positivamente correlacionadas com a meta de inflação e negativamente impactadas pela taxa Selic. Cabe ressaltar que o sinal obtido para a taxa de juros nominal foi oposto ao observado no artigo de Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2003), possivelmente pelos diferentes períodos considerados.

Apesar dos vários artigos recentes que avaliam empiricamente os determinantes das expectativas de inflação, nenhum dos trabalhos citados mensurou o impacto de mudanças na expectativa de juros sobre a expectativa de inflação nem, tampouco, o impacto de mudanças nas expectativas de inflação sobre as expectativas de juros. A principal dificuldade em estimar esses efeitos é contornar a endogeneidade presente nas equações de determinação das expectativas de juros, inflação e variação do PIB. Para enfrentar esse problema, utilizamos o método de identificação a partir da heterocedasticidade, proposto por Rigobon (2000).

Quando utilizamos os dados da amostra para o período compreendido entre novembro de 2001 e agosto de 2008, verificamos que os agentes reduzem em 1,07 pontos percentuais a expectativa de inflação para os doze meses seguintes em resposta a um aumento de um ponto percentual na taxa de juros esperado para o mês seguinte. Contudo, ao dividirmos a amostra em dois intervalos iguais, verificamos que entre 2005 e 2008 essa redução é de 2,09 pontos percentuais. Na primeira metade da amostra, que inclui os anos de 2001 a 2004, um aumento de um ponto percentual na Selic provocava uma redução de 1,03 pontos percentuais na expectativa de inflação. Desse modo, podemos concluir que ao longo do período analisado, os agentes passaram a acreditar que a política monetária tornou-se mais potente.

Além desta introdução, o artigo é constituído por outras três seções. Na seção 2 descrevemos os dados e o método de identificação utilizado neste trabalho. Na seção seguinte são apresentados os resultados. Por fim, a última seção conclui.

## **3.2**

### **Descrição do Modelo e dos Dados**

#### **3.2.1**

##### **Modelo de expectativas da taxa de inflação e da taxa de juros**

Podemos representar a evolução das expectativas das taxas de inflação e de juros a partir do seguinte sistema de equações:

$$\Delta E_t \pi_{t+1} = \beta_1 \Delta E_t i_{t+1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 1}$$

$$\Delta E_t i_{t+1} = \alpha_1 \Delta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad \text{Eq. 2}$$

em que:

- $\Delta E_t \pi_{t+1}$ : alteração na expectativa de inflação em t para os doze meses seguintes
- $\Delta E_t i_{t+1}$ : alteração na expectativa da taxa de juros nominal em t
- $\varepsilon_t$ : choque na expectativa de inflação
- $u_t$ : choque na expectativa de juros

Como as expectativas de juros e inflação são determinadas simultaneamente, o estimador OLS dos coeficientes será viesado. Para contornar a endogeneidade, utilizamos o método de identificação através da heterocedasticidade, proposto por Rigobon (2000). A hipótese de identificação subjacente a esse método é que a matriz de variância e covariância das formas reduzidas de  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$  possui dois regimes. Como essa matriz é observável, a hipótese pode ser testada.

Das equações 1 e 2, obtemos as seguintes expressões para as formas reduzidas de  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$ .

$$\Delta E_t \pi_{t+1} = \frac{1}{1 - \alpha_1 \beta_1} (\beta_1 u_t + \varepsilon_t) \quad \text{Eq. 3}$$

$$\Delta E_t i_{t+1} = \frac{1}{1 - \alpha_1 \beta_1} (u_t + \alpha_1 \varepsilon_t) \quad \text{Eq. 4}$$

No presente trabalho, a distinção entre os dois regimes será construída a partir do sinal do produto entre  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$ . Assim, a amostra será dividida em duas partes. A primeira será constituída pelas datas em que  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$  apresentam o mesmo sinal. Já na segunda serão incluídas as datas em que essas

variáveis apresentam sinais opostos. A heterocedasticidade da matriz de variância e covariância da forma reduzida advém de mudanças nas variâncias dos choques  $\varepsilon_t$  e  $u_t$ , denominadas respectivamente por  $\sigma_\varepsilon^2$  e  $\sigma_u^2$ . Temos que:

$$\varepsilon_t = \Delta E_t \pi_{t+1} - \beta_1 \Delta E_t l_{t+1} \quad \text{Eq. 5}$$

$$u_t = \Delta E_t l_{t+1} - \alpha_1 \Delta E_t \pi_{t+1} \quad \text{Eq. 6}$$

A partir das equações 5 e 6, obtemos:

$$E(\sigma_\varepsilon^2) = [E[(\Delta E_t \pi_{t+1} - \beta_1 \Delta E_t l_{t+1})^2]] \quad \text{Eq. 7a}$$

$$E(\sigma_\varepsilon^2) = [E(\Delta E_t \pi_{t+1}^2) - 2\beta_1 E(\Delta E_t \pi_{t+1} \Delta E_t l_{t+1}) + \beta_1^2 E(\Delta E_t l_{t+1}^2)] \quad \text{Eq. 7b}$$

$$E(\sigma_u^2) = [E[(\Delta E_t l_{t+1} - \alpha_1 \Delta E_t \pi_{t+1})^2]] \quad \text{Eq. 8a}$$

$$E(\sigma_u^2) = [E(\Delta E_t l_{t+1}^2) - 2\alpha_1 E(\Delta E_t \pi_{t+1} \Delta E_t l_{t+1}) + \alpha_1^2 E(\Delta E_t \pi_{t+1}^2)] \quad \text{Eq. 8b}$$

Sejam  $\Delta E_t^* \pi_{t+1}$ ,  $\Delta E_t^* l_{t+1}$ ,  $\sigma_u^*$  e  $\sigma_\varepsilon^*$  as variáveis associadas às datas em que  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t l_{t+1}$  apresentam o mesmo sinal. Denote por  $\Delta E_t^\# \pi_{t+1}$ ,  $\Delta E_t^\# l_{t+1}$ ,  $\sigma_u^\#$  e  $\sigma_\varepsilon^\#$  as variáveis associadas aos dias em que  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t l_{t+1}$  possuem o sinal oposto. Para que a matriz de variância e covariância da forma reduzida seja homocedástica nessas duas sub-populações, deveríamos ter:  $\sigma_u^* = \sigma_u^\#$  e  $\sigma_\varepsilon^* = \sigma_\varepsilon^\#$ . Desse modo, as duas equações abaixo deveriam estar satisfeitas:

$$[E(\Delta E_t^* \pi_{t+1}^2) - 2\beta_1 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1} \Delta E_t^* l_{t+1}) + \beta_1^2 E(\Delta E_t^* l_{t+1}^2)] = [E(\Delta E_t^\# \pi_{t+1}^2) - 2\beta_1 E(\Delta E_t^\# \pi_{t+1} \Delta E_t^\# l_{t+1}) + \beta_1^2 E(\Delta E_t^\# l_{t+1}^2)] \quad \text{Eq. 9}$$

$$[E(\Delta E_t^* l_{t+1}^2) - 2\alpha_1 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1} \Delta E_t^* l_{t+1}) + \alpha_1^2 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1}^2)] = [E(\Delta E_t^\# l_{t+1}^2) - 2\alpha_1 E(\Delta E_t^\# \pi_{t+1} \Delta E_t^\# l_{t+1}) + \alpha_1^2 E(\Delta E_t^\# \pi_{t+1}^2)] \quad \text{Eq. 10}$$

Rearranjando termos:

$$E(\Delta E_t^* \pi_{t+1})^2 + [\beta_1^2 E(\Delta E_t^* i_{t+1})^2] - E(\Delta E_t^* \pi_{t+1})^2 - [\beta_1^2 E(\Delta E_t^* i_{t+1})^2] = 2\beta_1 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1} \Delta E_t^* i_{t+1}) - 2\beta_1 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1} \Delta E_t^* i_{t+1}) \quad Eq. 11$$

$$E(\Delta E_t^* i_{t+1})^2 + [\alpha_1^2 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1})^2] - E(\Delta E_t^* i_{t+1})^2 - [\alpha_1^2 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1})^2] = 2\alpha_1 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1} \Delta E_t^* i_{t+1}) - 2\alpha_1 E(\Delta E_t^* \pi_{t+1} \Delta E_t^* i_{t+1}) \quad Eq. 12$$

Como separamos a amostra em momentos em que  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$  apresentam o mesmo sinal e datas em que essas variáveis apresentam sinal oposto, o lado direito das duas equações acima será diferente de zero. Contudo, se  $\sigma_u^* = \sigma_u^\#$  e  $\sigma_\varepsilon^* = \sigma_\varepsilon^\#$ , o lado esquerdo das duas equações será igual a zero. Isso ocorre porque, sob a hipótese de homocedasticidade, teríamos:

$$E[(\Delta E_t^* \pi_{t+1})^2] = E[(\Delta E_t^\# \pi_{t+1})^2] \quad Eq. 13$$

$$E[(\Delta E_t^* i_{t+1})^2] = E[(\Delta E_t^\# i_{t+1})^2] \quad Eq. 14$$

Portanto, ao menos um dos choques apresenta heterocedasticidade condicionada no sinal do produto entre  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$ . Intuitivamente, os choques nas expectativas de inflação e de juros induzem correlações diferentes entre  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$ . Sem perda de generalidade, considere que  $\alpha_1 > 0$  e que  $\beta_1 < 0$ . Nesse caso, choques inflacionários fazem as expectativas de inflação e juros se moverem no mesmo sentido. Já choques na taxa de juros fazem com que essas expectativas se movam em sentidos opostos. Desse modo, o produto entre as expectativas de inflação e juros é um indicativo de qual dos choques prevaleceu e, indiretamente, da magnitude de cada um dos choques. Datas em que  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$  possuem o mesmo sinal estariam associadas a choques inflacionários mais elevados relativamente aos correspondentes choques na expectativa de juros. De outro lado, os dias em que  $\Delta E_t \pi_{t+1}$  e  $\Delta E_t i_{t+1}$  possuem sinais opostos estariam associados a choques na expectativa de juros mais altos relativamente aos respectivos choques na previsão de inflação. Essa diferença torna a matriz de variância e covariância, condicionada no critério proposto, heterocedástica.

Os coeficientes  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  serão estimados a partir das matrizes de variância e covariância das formas reduzidas de  $\Delta E_{it+1}$  e  $\Delta E_{it+1}$ . A matriz de variância e covariância das formas reduzidas é dada por:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1 - \alpha_1 \beta_1)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_u^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \beta \sigma_u^2 + \alpha \sigma_\varepsilon^2 \\ \beta \sigma_u^2 + \alpha \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_u^2 + \alpha^2 \sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix} \quad \text{Eq. 15}$$

Denotaremos a matriz de cada um dos dois regimes por  $\Omega_1$  e por  $\Omega_2$ .  
Sejam:

$$\Omega_1 = \begin{bmatrix} \omega_{11,1} & \omega_{12,1} \\ \omega_{21,1} & \omega_{22,1} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1 - \alpha_1 \beta_1)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_{u,1}^2 + \sigma_{\varepsilon,1}^2 & \beta \sigma_{u,1}^2 + \alpha \sigma_{\varepsilon,1}^2 \\ \beta \sigma_{u,1}^2 + \alpha \sigma_{\varepsilon,1}^2 & \sigma_{u,1}^2 + \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,1}^2 \end{bmatrix} \quad \text{Eq. 16}$$

$$\Omega_2 = \begin{bmatrix} \omega_{11,2} & \omega_{12,2} \\ \omega_{21,2} & \omega_{22,2} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1 - \alpha_1 \beta_1)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_{u,2}^2 + \sigma_{\varepsilon,2}^2 & \beta \sigma_{u,2}^2 + \alpha \sigma_{\varepsilon,2}^2 \\ \beta \sigma_{u,2}^2 + \alpha \sigma_{\varepsilon,2}^2 & \sigma_{u,2}^2 + \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,2}^2 \end{bmatrix} \quad \text{Eq. 17}$$

Como assumimos que são dois regimes, temos seis parâmetros para serem estimados:  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$ ,  $\sigma_{u,1}^2$ ,  $\sigma_{u,2}^2$ ,  $\sigma_{\varepsilon,1}^2$ ,  $\sigma_{\varepsilon,2}^2$ . As matrizes  $\Omega_1$  e  $\Omega_2$  fornecem, cada uma, três equações. Desse modo, o sistema está exatamente identificado.

Conforme Rigobon (2000), a partir da manipulação dessas seis equações, verificamos que  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  devem satisfazer o seguinte sistema não linear:

$$\beta_1 = \frac{\omega_{12,1} - \alpha_1 \omega_{11,1}}{\omega_{22,1} - \alpha_1 \omega_{12,1}} \quad \text{Eq. 18}$$

$$\beta_1 = \frac{\omega_{12,2} - \alpha_1 \omega_{11,2}}{\omega_{22,2} - \alpha_1 \omega_{12,2}} \quad \text{Eq. 19}$$

Para que a forma estrutural esteja identificada, duas condições testáveis acerca de  $\Omega_1$  e  $\Omega_2$  precisam estar atendidas:

- Condição 1:  $\det[\Omega_1 - \Omega_2] \neq 0$

- Condição 2:  $\det \begin{bmatrix} \Omega_2 & -\frac{\omega_{11,2}}{\omega_{11,1}} \Omega_1 \\ \omega_{11,1} & \Omega_1 \end{bmatrix} \neq 0$

É importante destacar que assumimos que os coeficientes das equações são estáveis nos dois regimes. Desse modo, consideramos que há apenas uma mudança no segundo momento das variáveis.

Utilizamos os dados da pesquisa Focus, realizada diariamente pelo Banco Central do Brasil desde novembro de 2001. Nessa pesquisa, dezenas de agentes financeiros informam as suas expectativas de inflação, juros, taxa de crescimento do PIB e outras variáveis macroeconômicas. Trabalharemos sempre com a variação da média das expectativas dos cinco agentes que possuem previsões com menor erro médio, conforme apuração do próprio BC.

Além da existência de dois regimes na matriz de variância e covariância, outra hipótese que assumimos para a estimação de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  é que as expectativas de juros e inflação não são determinadas por variáveis comuns<sup>2</sup>. Ou seja, consideramos que a expectativa sobre a taxa de câmbio, que inequivocamente afeta a expectativa de inflação, não afeta diretamente a expectativa de juros. Assim, o câmbio afetaria a expectativa de juros apenas mediante o seu impacto na expectativa de inflação<sup>3</sup>. A hipótese implícita é que os agentes acreditam que o Banco Central não se preocupa diretamente com movimentos no câmbio, reagindo a mudanças no preço do dólar apenas na medida em que elas impactam a previsão de inflação. Caso os agentes considerem que o BC procura interferir na taxa de câmbio, os nossos resultados serão viesados. Se os agentes acreditarem que o BC procura manter o câmbio desvalorizado, haverá uma correlação positiva entre  $u_t$  e  $\varepsilon_t$ . Assim, o viés dos coeficientes  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  será positivo.

Por fim, cabe ressaltar que trabalhamos com as expectativas da taxa nominal de juros. A utilização da taxa de juros reais em nossas estimativas violaria a hipótese de que as duas séries de expectativas não são determinadas por

<sup>2</sup> Assim, variáveis omitidas viesarão os nossos resultados apenas se estiverem presentes simultaneamente nas duas equações. Portanto, diferentemente das regressões usuais, a existência de variável omitida correlacionada com a variável explicativa em apenas uma equação não torna as nossas estimativas viesadas.

<sup>3</sup> Além da expectativa sobre o câmbio, outra variável que poderia aparecer simultaneamente nas duas equações é a expectativa acerca do comportamento da demanda agregada. Contudo, conforme Carlos Eduardo Gonçalves e Bernardo Guimarães (2005), o canal de transmissão via demanda agregada não é “quantitativamente relevante” no Brasil, em função do “baixíssimo grau de intermediação financeira no país”. De todo modo, realizaremos um teste de robustez em que essa hipótese deixa de ser necessária para que nossos resultados não sejam viesados.



variáveis comuns. Toda e qualquer variável presente na equação de determinação da expectativa de inflação deve estar presente na equação de formação das expectativas de taxa de juros reais. Outra justificativa para a utilização dos juros nominais é que o método de Rigobon permite a identificação dos choques de juros que não decorrem de alterações nas expectativas de inflação. Assim, um aumento na taxa de juros que não se constitui em uma resposta a mudanças nas expectativas de inflação deve reduzir a previsão da taxa inflacionária.

### 3.2.2

#### Formação de expectativas da taxa de crescimento do PIB e da taxa de juros

Na segunda parte do artigo, estudaremos o impacto de choques na expectativa da taxa de juros sobre a expectativa de crescimento do PIB, assim como a resposta da expectativa da taxa de juros a choques na expectativa de crescimento do PIB. Essas duas relações podem ser representadas pelas seguintes equações:

$$\Delta E_t PIB_{t+1} = \beta_2 \Delta E_t i_{t+1} + v_{1t} \quad \text{Eq. 20}$$

$$\Delta E_t i_{t+1} = \alpha_2 \Delta E_t PIB_{t+1} + v_{2t} \quad \text{Eq. 21}$$

Se a expectativa de inflação para o período t+1 estiver presente nas duas equações, os parâmetros  $\alpha_2$  e  $\beta_2$  estimados diretamente pelo método de identificação a partir da heterocedasticidade estarão viesados. Para contornar essa fonte de viés, regrediremos as primeiras diferenças das séries de expectativa de crescimento do PIB e de expectativa da taxa Selic na primeira diferença da série de expectativa da inflação. A partir do mesmo método descrito na subseção anterior, utilizaremos os resíduos dessas duas regressões para obter estimativas não viesadas de  $\alpha_2$  e  $\beta_2$ .

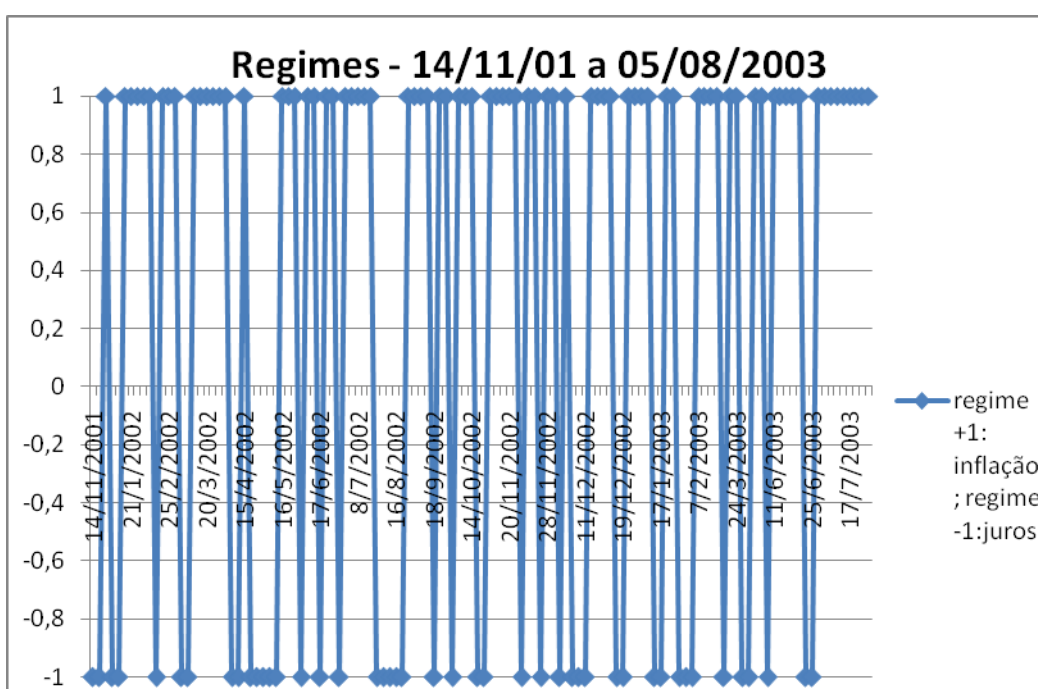
### 3.3

#### Resultados

##### 3.3.1

#### Expectativas da taxa de inflação e da taxa de juros

Os três gráficos abaixo exibem a evolução dos regimes ao longo do tempo. Os pontos com valor “1” correspondem a datas classificadas no regime “inflação”. Já os pontos com valor “-1” representam datas classificadas no regime “juros”.



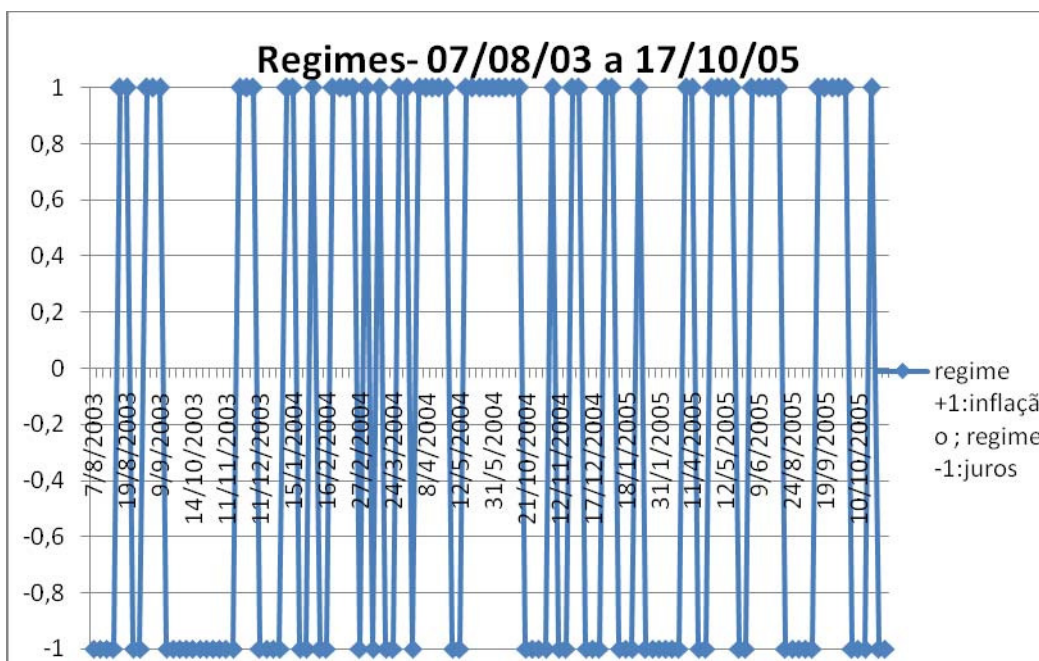


Gráfico 10

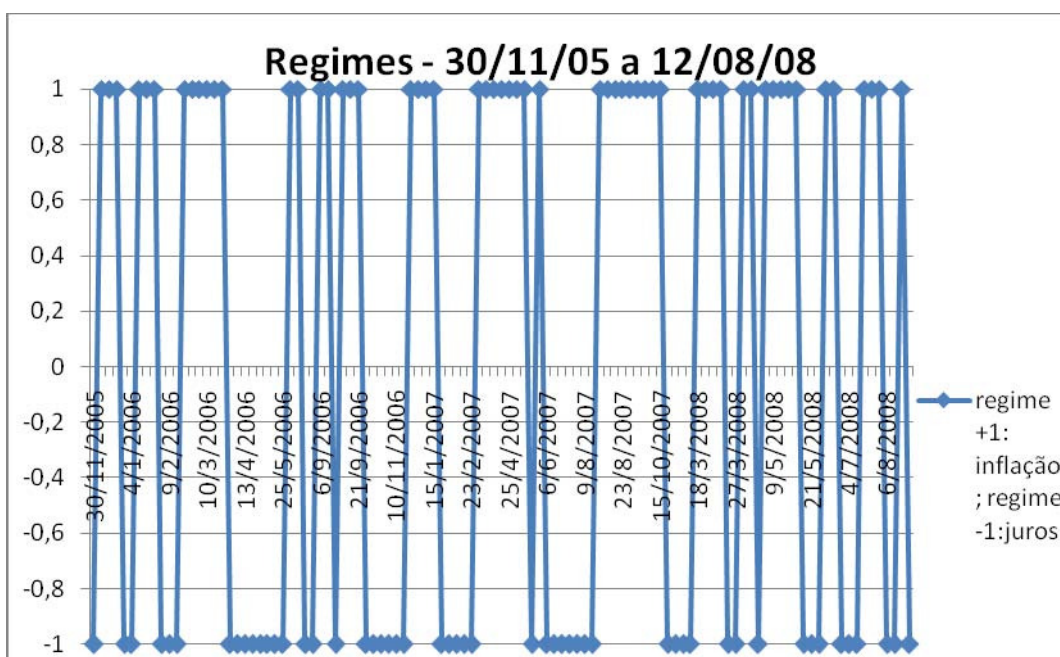


Gráfico 11

A Tabela 2 mostra as probabilidades de mudança de regime associadas aos regimes “inflação” e “juros”.

Tabela 2

Regime	Probabilidade de trocar de regime no período seguinte
Inflação	31,25%
Juros	37,50%

A análise dos Gráficos 9, 10 e 11 e da Tabela 2 revela que não há longos períodos marcados exclusivamente pelo regime inflação ou juros. Verificamos ainda que nenhum dos regimes apresenta uma persistência muito elevada. O resultado observado indica que o choque dominante muda em períodos relativamente curtos. Esse fato deve ocorrer principalmente nos momentos em que ambas as expectativas sofrem choques reduzidos. Nessas datas, uma pequena variação de um dos choques pode provocar uma mudança de regime. Assim, longos períodos em que predominam choques reduzidos nas duas variáveis podem exibir uma grande alternância de regimes.

A Tabela 3 exibe os resultados da estimação de  $\alpha_1$  por 2SLS, utilizando a expectativa de inflação passada como instrumento para a expectativa de inflação futura.

Tabela 3: Estimação de  $\alpha_1$  por Variáveis Intrumentais

	Coeficiente	Desvio Padrão Robusto	Estatística t
Selic no Mês Seguinte	0,97	0,555	1,75
Selic no Décimo Primeiro Mês	1,77	1,55	1,14

Conforme indicado na Tabela 3, a estimação por instrumento de  $\alpha_1$  revela que um aumento de 1 ponto percentual na expectativa de inflação para os próximos 12 meses provoca um aumento de 0,97 ponto percentual na expectativa da taxa Selic para o mês seguinte. Desse modo, os agentes acreditam que o Banco Central reage imediatamente de forma a manter a taxa de juros real ex ante praticamente inalterada. Já a expectativa da Selic para o décimo primeiro mês após a data em que se realizou a pesquisa aumenta em 1,77 pontos percentuais em resposta a um aumento de um ponto percentual na expectativa de inflação para os doze meses seguintes. Portanto, os agentes acreditam que o BC implementa uma política de alteração gradual na taxa de juros, elevando a taxa de juros real em resposta a um aumento na expectativa de inflação.

A Tabela 4 exibe os resultados dos testes da primeira hipótese necessária para a estimação de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  por meio do método de identificação a partir da heterocedasticidade:  $\det[\Omega_1 - \Omega_2] \neq 0$ . Realizamos o teste para três períodos

amostrais: 8 de novembro de 2001 a 22 de outubro de 2008, que corresponde a amostra toda; 8 de novembro de 2001 a 6 de abril de 2005, correspondente à primeira metade da amostra; 7 de abril de 2001 a 22 de agosto de 2008, que perfaz a segunda metade da amostra. A distribuição da média é obtida por meio do *bootstrap*.

Tabela 4: Teste da Condição 1

	Média	Desvio Padrão	Estatística t
Amostra Toda	-0,0155	0,0044	3,52
Primeira Metade	-0,04	0,013	3,12
Segunda Metade	-0,0015	0,000557	2,69

A Tabela 4 mostra que a em um teste com 5% de significância, podemos rejeitar a hipótese da condição 1 não estar satisfeita para os três períodos analisados. Na Tabela 5, exibimos os resultados dos testes da condição 2 para os

mesmos períodos. Relembrando, a condição 2 é dada por: 
$$\text{dist} \left[ \Omega_2 - \frac{\omega_{11,2}}{\omega_{11,1}} \Omega_1 \right] \neq 0.$$

Tabela 5: Teste da Condição 2

	Média	Desvio Padrão	Estatística t
Amostra Toda	-0,0127	0,004	3,52
Primeira Metade	0,0312	0,0121	2,58
Segunda Metade	0,0021	0,000668	3,14

Conforme exibido na Tabela 5, podemos rejeitar, em um teste com 5% de significância, que a condição 2 não está satisfeita. Desse modo, a hipótese de que existem dois regimes para a matriz de variância e covariância das expectativas de juros e de inflação é suportada pelos dados. Verificamos, ainda, que a existência de dois regimes ocorre nas duas metades do período amostral.

Na Tabela 6 exibimos os resultados da estimação de  $\alpha_1$  para os três períodos amostrais.

Tabela 6: Estimação de  $\alpha_1$  com a taxa Selic de curto prazo

	Média	Desvio Padrão
Amostra Toda	0,99	0,30
Primeira Metade	1,11	0,39
Segunda Metade	0,49	0,068

Como pode ser visto na tabela acima, um aumento de um ponto percentual na expectativa de inflação provoca um aumento de 0,99 ponto percentual na expectativa da Selic para o mês seguinte. Quando desagregamos a amostra em dois períodos iguais, observamos resultados distintos. Na primeira metade da amostra, um aumento de um ponto percentual na inflação provoca um aumento de 1,11 ponto percentual na expectativa de juros. Já na segunda metade, o  $\alpha_1$  estimado é de apenas 0,49. Assim, os agentes consideraram que no segundo período o BC seria menos agressivo em resposta a um aumento de preços. Esse resultado pode ser explicado pelo comportamento da inflação nesses dois períodos. Entre 2001 e o início de 2005, prevaleceu o cenário em que as expectativas de inflação estavam acima das correspondentes metas a serem atingidas pelo BC. Já entre meados de 2005 e 2008, predominou um cenário mais confortável para a atuação do BC. Avaliaremos essa conjectura mais à frente, estimando os coeficientes em períodos em que a inflação estava acima da meta e em períodos em que o BC estava menos pressionado.

Na Tabela 7, exibimos os resultados da estimação de  $\beta_1$ .

Tabela 7: Estimação de  $\beta_1$  com a taxa Selic de curto prazo

	Média	Desvio Padrão
Amostra Toda	-1,07	0,39
Primeira Metade	-1,03	0,40
Segunda Metade	-2,09	0,37

A Tabela 7 mostra que o valor estimado de  $\beta_1$  também variou conforme o período amostral analisado. Para a amostra toda, verificamos que o aumento de um ponto percentual na expectativa da taxa Selic reduz a expectativa de inflação em 1,07 pontos percentuais. Para a primeira e segunda metades da amostra, o  $\beta_1$  foi calculado em -1,03 e -2,09, respectivamente. Assim, podemos concluir que os agentes consideraram que a política monetária se tornou mais potente ao longo do período analisado. Esse fato pode ter relação com a trajetória esperada da Selic.

Vale destacar que esses resultados referem-se à taxa Selic do mês seguinte àquele em que foi realizada a pesquisa.

A Tabela 8 mostra os resultados de  $\alpha_1$  quando considerada a expectativa para a taxa Selic onze meses após a data em que foi realizada a pesquisa.

Tabela 8: Estimação de  $\alpha_1$  com a taxa Selic de médio prazo

	Média	Desvio Padrão
Amostra Toda	2,50	0,32
Primeira Metade	2,56	0,36
Segunda Metade	2,26	0,69

A Tabela 8 indica que, quando considerada a amostra toda, o aumento de um ponto percentual na expectativa da taxa de inflação provoca um aumento de 2,5 pontos percentuais na expectativa da taxa Selic para o décimo primeiro mês após a realização da pesquisa. Quando dividimos a amostra em dois intervalos iguais, os coeficientes estimados não são muito diferentes: 2,56 na primeira metade e 2,26 na segunda. Esse resultado contrasta com as estimações de  $\alpha_1$  efetuadas com a Selic do mês seguinte àquele em que a pesquisa foi realizada. Ou seja, podemos constatar que ao longo do período, os agentes passaram a esperar respostas imediatas menos agressivas do BC. Contudo, as respostas em um horizonte de tempo maior permaneceram praticamente inalteradas. Outro aspecto que deve ser destacado é a magnitude de  $\alpha_1$ . Como o coeficiente é estatisticamente maior do que um, podemos rejeitar, em um teste com significância de 5%, a hipótese de os agentes acreditarem que o BC não eleva a taxa de juros real em resposta a uma pressão inflacionária.

Na Tabela 9 mostramos os resultados da estimação de  $\beta_1$  referentes à estimação com a expectativa da Selic para o décimo primeiro mês após a realização da respectiva Focus.

Tabela 9: Estimação de  $\beta_1$  com a taxa Selic de médio prazo

	Média	Desvio Padrão
Amostra Toda	-0,74	0,15
Primeira Metade	-0,76	0,19
Segunda Metade	-0,78	0,15

Tal como o observado na estimação de  $\alpha_1$ , verificamos que os valores de  $\beta_1$  não se alteram significativamente nos três períodos amostrais. Um aumento de um ponto percentual na expectativa da Selic que vigorará no décimo primeiro mês após a realização da pesquisa provoca uma redução de aproximadamente 0,75 ponto percentual na expectativa de inflação nos três exercícios realizados.

Analisando as Tabelas 6, 7, 8 e 9, podemos concluir que o aumento da potência da política monetária observado quando trabalhamos com a expectativa da Selic para o mês imediatamente seguinte à realização da pesquisa pode ser explicado pela trajetória esperada da Selic. Como mostrado na Tabela 8, os agentes não alteraram significativamente a reação esperada do BC no horizonte de um ano nas duas sub amostras. Desse modo, eles consideraram que o BC se tornou menos agressivo somente nos primeiros meses após o choque inflacionário. Assim, uma elevação da expectativa da Selic no curto prazo tem um efeito sobre as expectativas de inflação mais forte entre 2001 e meados de 2005 do que no restante do período.

Além de avaliar se  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  são iguais na primeira e segunda metades da amostra, desagregamos a amostra em dois outros grupos. No primeiro, incluímos as datas em que a expectativa de inflação para os doze meses seguintes está acima do centro da meta estabelecida pelo Banco Central. Já o segundo grupo foi constituído pelos dias em que a expectativa de inflação encontrava-se abaixo do centro da meta<sup>4</sup>. A Tabela 10 mostra os resultados de  $\alpha_1$  para esses dois grupos com a expectativa da Selic para o mês seguinte à realização da Focus. A Tabela 11 exhibe os resultados com a expectativa da Selic para o décimo primeiro mês após a realização da pesquisa.

Tabela 10: Estimação de  $\alpha_1$  com a taxa Selic de curto prazo

	Média	Desvio Padrão
Período com Expectativa de Inflação acima da Meta	1,05	0,35
Período com Expectativa de Inflação abaixo da Meta	0,37	0,067

<sup>4</sup> Para as expectativas formadas entre janeiro e junho, utilizamos como referência a meta de inflação estipulada para o próprio ano. Já para as expectativas formadas no segundo semestre, a comparação foi realizada com a meta estipulada para o ano seguinte.



Tabela 11: Estimação de  $\alpha_1$  com a taxa Selic de médio prazo

	Média	Desvio Padrão
Período com Expectativa de Inflação acima da Meta	2,67	0,34
Período com Expectativa de Inflação abaixo da Meta	0,73	0,19

As Tabelas 10 e 11 revelam que os agentes acreditam que a reação do BC a um choque inflacionário depende fundamentalmente do nível das expectativas de inflação. Nos momentos em que a expectativa de inflação está acima da meta, um aumento de um ponto percentual na expectativa de inflação provoca um aumento de 1,05 na expectativa da Selic para o mês seguinte e de 2,67 na expectativa de juros para o décimo primeiro mês após a pesquisa. Já nos períodos em que a expectativa de inflação está abaixo da meta, os coeficientes são de 0,37 e 0,73, respectivamente.

Por fim, as Tabelas 12 e 13 exibem os resultados correspondentes para  $\beta_1$ . Na Tabela 12 estão as estimações das expectativas de juros para o mês seguinte à realização da pesquisa. Já na Tabela 13 são mostrados os resultados com as expectativas da Selic para o décimo primeiro mês após a respectiva Focus.

Tabela 12: Estimação de  $\beta_1$  com a taxa Selic de curto prazo

	Média	Desvio Padrão
Período com Expectativa de Inflação acima da Meta	-1,05	0,41
Período com Expectativa de Inflação abaixo da Meta	-2,00	0,45

Tabela 13: Estimação de  $\beta_1$  com a taxa Selic de médio prazo

	Média	Desvio Padrão
Período com Expectativa de Inflação acima da Meta	-0,74	0,16
Período com Expectativa de Inflação abaixo da Meta	-0,91	0,26

Como pode ser visto na Tabela 12, se a expectativa de inflação estiver acima da meta, um aumento de um ponto percentual na expectativa da Selic para o mês seguinte à pesquisa provoca uma redução de 1,05 ponto percentual na expectativa de inflação. Já quando a expectativa de inflação está abaixo da meta, uma elevação de um ponto percentual nos juros provoca uma redução de 2,00

pontos percentuais na expectativa de inflação. Desse modo, podemos concluir que os agentes acreditam que, quando a expectativa de inflação está abaixo da meta, a política monetária é mais potente.

Na Tabela 13, vemos que, quando a expectativa de inflação está acima da meta, o aumento de um ponto percentual na expectativa da Selic que vigorará no décimo primeiro mês após a Focus reduz em 0,74 ponto percentual a expectativa de inflação. De outro lado, quando a expectativa de inflação encontra-se abaixo da meta, uma elevação de um ponto percentual na expectativa da Selic reduz em 0,91 ponto percentual a expectativa de inflação. Em um teste a 5% de significância, não podemos rejeitar a hipótese de que os coeficientes estimados sejam iguais em períodos com expectativa de inflação acima e abaixo da meta.

### 3.3.2

#### Funções de Resposta a Impulso

O gráfico abaixo exhibe as funções resposta impulso para um choque de um ponto percentual na expectativa de inflação. Avaliamos, assim, como um aumento na expectativa de inflação impacta a taxa de juros prevista para os seis primeiros meses após a ocorrência do choque inflacionário.

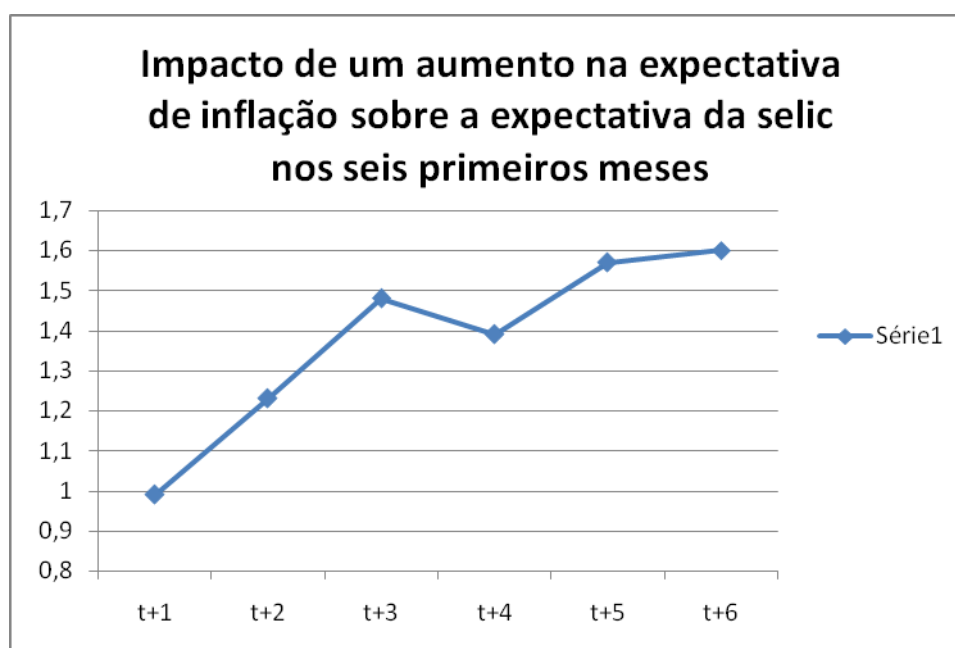


Gráfico 12

Como podemos notar no gráfico acima, os agentes crêm que o Banco Central eleva a taxa de juros de forma gradual em resposta a um choque inflacionário. Com exceção de uma pequena redução observada no quarto mês, a resposta da expectativa da Selic a um aumento na expectativa de inflação é crescente ao longo dos seis primeiros meses.

### 3.3.3

#### Testes de Robustez

Para avaliar a robustez dos resultados obtidos, efetuamos três testes. Nos dois primeiros, estimamos os parâmetros  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  a partir de dois conjuntos de dados diferentes. Já no terceiro teste, controlamos as séries de expectativas de inflação e juros pela série de expectativa de crescimento do PIB, para avaliar a possível presença de viés provocado pela omissão dessa variável nas duas equações.

Primeiramente substituímos o choque diário na média das expectativas dos agentes Top Five pelo choque acumulado semanalmente nessas mesmas expectativas. A Tabela 14 exibe os resultados obtidos.

Tabela 14: Estimativas a partir dos choques semanais

	Coefficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	0,77	0,29
$\beta_1$	-1,01	0,91

Ao compararmos os resultados estimados a partir da variação semanal com aqueles obtidos com a variação diária, verificamos que o coeficiente  $\alpha_1$  passou de 0,99 para 0,77. Já o coeficiente  $\beta_1$  sofreu uma pequena alteração, passando de -1,07 para -1,01. Em ambos os casos, a variação é inferior a um desvio padrão das correspondentes estimativas.

O segundo teste de robustez consistiu em trocar a variação na média das expectativas dos agentes Top Five pela variação na correspondente mediana. Os resultados estão na tabela abaixo.

Tabela 15: Estimativas a partir da mediana das expectativas

	Coeficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	2,19	0,43
$\beta_1$	-0,83	0,30

Em comparação com os resultados obtidos a partir da média das expectativas, verificamos que o parâmetro  $\alpha_1$  subiu de 0,99 para 2,19. Já o  $\beta_1$  passou de -1,07 para -0,83. Cabe ressaltar que a diferença obtida para o parâmetro  $\beta_1$  é inferior a um desvio padrão. Já as duas estimativas do coeficiente  $\alpha_1$  diferiram em aproximadamente dois desvios padrões. Essa diferença pode ser explicada pela perda de informações decorrente da utilização da mediana. Muitos choques observados a partir da média deixam de ser observados com o uso da mediana.

O quarto teste procurou avaliar efeitos de não linearidades sobre os resultados obtidos. Mais especificamente, avaliaremos se a diferença entre os resultados obtidos para os períodos em que a expectativa de inflação estava acima e abaixo da meta deve-se a choques inflacionários mais elevados em momentos em que a expectativa de inflação é superior à respectiva meta. O teste consistiu em trabalhar apenas com as datas em que o módulo do choque nas expectativas de inflação foi superior a 0.1. Com esse corte, a amostra foi reduzida em aproximadamente 60%. A Tabela 16 exibe os resultados obtidos a partir dessa sub-amostra para o período em que a expectativa de inflação estava acima da meta. A Tabela 16 mostra os resultados para o período em que a expectativa de inflação estava abaixo da meta.

Tabela 16: Estimativas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  com choques inflacionários superiores a 0.1 e expectativa de inflação acima da meta

	Coeficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	0.80	0.31
$\beta_1$	-1.28	0.66

Tabela 17: Estimativas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  com choques inflacionários superiores a 0.1 e expectativa de inflação abaixo da meta

	Coeficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	0.31	0.05
$\beta_1$	-2.45	0.65

As duas Tabelas acima mostram que, mesmo quando considerados apenas choques na expectativa de inflação superiores a 0.1, a expectativa de inflação responde mais fortemente a um aumento na expectativa de juros quando a previsão da inflação está abaixo da respectiva meta do que quando está acima. Em relação a  $\alpha_1$  também obtivemos o mesmo resultado observado anteriormente: a expectativa da taxa de juros responde mais agressivamente a alterações na expectativa de inflação quando a previsão para a inflação é superior à meta.

No quarto teste procuramos avaliar a robustez das estimativas a partir da quebra da amostra em duas outras datas. No primeiro exercício, a amostra foi dividida em duas partes. A primeira perfaz aproximadamente um terço do total das observações e abrange o período compreendido entre 08/11/2001 e 31/01/2004. A segunda parte é constituída pelo período que se inicia em 01/02/2004 e se encerra em 22/08/2008. Os resultados estão apresentados nas Tabelas 18 e 19.

Tabela 18: Estimativas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  para o período compreendido entre 08/11/2001 e 31/01/2004

	Coefficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	1,08	0,38
$\beta_1$	-1,01	0,42

Tabela 19: Estimativas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  para o período compreendido entre 01/02/2004 e 22/08/2008

	Coefficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	0,57	0,08
$\beta_1$	-1,79	0,33

As Tabelas 18 e 19 indicam que ao longo do período analisado os agentes passaram a acreditar que a política monetária tornou-se mais potente e que o Banco Central reagia de forma menos agressiva a choques inflacionários. Esses resultados são coerentes com aqueles obtidos a partir da divisão da amostra toda em duas partes iguais. As Tabelas 20 e 21 exibem os resultados para os períodos compreendidos entre 08/11/2001 e 30/04/2006 e entre 01/05/2006 e 22/08/2008.

Tabela 20: Estimativas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  para o período compreendido entre 08/11/2001 e 30/04/2006

	Coeficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	1,06	0,34
$\beta_1$	-1,04	0,40

Tabela 21: Estimativas de  $\alpha_1$  e  $\beta_1$  para o período compreendido entre 01/05/2006 e 22/08/2008

	Coeficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	0,43	0,08
$\beta_1$	-2,09	0,46

Essa nova quebra confirma os resultados anteriores. Entre os anos 2001 e 2008 os agentes acreditaram que a política monetária tornou-se mais potente e, simultaneamente, que a Autoridade Monetária passou a reagir de forma menos agressiva a choques inflacionários.

Por fim, regredimos as primeiras diferenças das séries de expectativas de inflação e da taxa Selic na primeira diferença da série de expectativa de crescimento do PIB. Utilizamos então os resíduos dessas duas regressões para obter  $\alpha_1$  e  $\beta_1$ . Com esse procedimento, eliminamos o viés eventualmente presente pela omissão da taxa de crescimento do PIB nas duas equações. A Tabela 22 mostra os resultados dessa estimação.

Tabela 22: Estimativas após controlar por previsão de crescimento do PIB

	Coeficiente	Desvio Padrão
$\alpha_1$	0,96	0,26
$\beta_1$	-1,12	0,39

Observamos na tabela acima que a omissão da série de expectativas de crescimento do PIB nas duas equações afeta pouco as estimativas. Ao controlarmos pelo Produto esperado, o coeficiente  $\alpha_1$  passa de 0,99 para 0,96. Já o  $\beta_1$  passa de -1,07 para -1,12. Esses resultados indicam que o comportamento esperado do Produto não deve impactar ao menos uma das duas variáveis estudadas: expectativa de juros e expectativa de inflação. Na seção seguinte, estudaremos como se relacionam as expectativas da taxa de juros e do

crescimento do PIB. Se a Selic esperada for impactada pela expectativa de taxa de crescimento do PIB, poderemos concluir que o Produto esperado não afeta a expectativa da taxa de inflação.

### 3.3.4

#### Expectativas para a taxa de crescimento do PIB e para a taxa Selic

A Tabela 23 exhibe os resultados estimados para o parâmetro  $\alpha_2$  a partir das expectativas da taxa Selic para o mês seguinte à realização da pesquisa.

Tabela 23: Estimativas de  $\alpha_2$

	Coeficiente	Desvio Padrão
Amostra Toda	4,5	0,68
Expectativa de Inflação acima da meta	4,4	0,87
Expectativa de inflação abaixo da meta	4,2	1,68

Verificamos que um aumento de um ponto percentual na expectativa da taxa de crescimento do PIB provoca uma elevação de 4,5 pontos percentuais na expectativa da taxa Selic para a amostra toda. Quando trabalhamos apenas com o período em que a expectativa de inflação está acima da meta, o coeficiente estimado é de 4,4. Já para o período em que a expectativa de inflação está abaixo da meta, obtivemos um  $\alpha_2$  igual a 4,2.

Na Tabela 24 mostramos as estimativas do parâmetro  $\beta_2$  para a amostra toda e para os momentos em que a expectativa de inflação está acima e abaixo da meta.

Tabela 24: Estimativas de  $\beta_2$

	Coeficiente	Desvio Padrão
Amostra Toda	-0,21	0,05
Expectativa de Inflação acima da meta	-0,21	0,08
Expectativa de inflação abaixo da meta	-0,24	0,07

A Tabela 24 indica que um aumento de um ponto percentual na expectativa da taxa de juros reduz em 0,21 pontos percentuais a expectativa de crescimento do PIB nos quatro trimestres seguintes. Uma vez mais, quando dividimos a amostra em momentos em que a expectativa de inflação está acima da

meta e momentos em que a expectativa de inflação está abaixo da meta, obtivemos coeficientes próximos: -0,21 e -0,24, respectivamente.

Os resultados exibidos nas Tabelas 23 e 24 revelam que, diferentemente do observado com os coeficientes da equação que relaciona expectativas de inflação e expectativas de juros, os parâmetros das equações formadas por expectativas de juros e de crescimento de PIB não se modificam em momentos em que a expectativa de inflação está acima ou abaixo da meta. Desse modo, concluímos que os agentes não acreditam que o BC altere a sua reação a mudanças no crescimento do PIB em função de um eventual descumprimento da meta de inflação. Em face desse resultado, procuramos avaliar se os coeficientes se alteram em resposta à taxa de crescimento do PIB. A Tabela 25 exibe os resultados de  $\alpha_2$  em momentos em que a expectativa de crescimento do PIB está acima de 3,5% e em momentos em que está abaixo desse patamar.

Tabela 25: Estimativas de  $\alpha_2$  em função da taxa esperada de crescimento do PIB

	Coeficiente	Desvio Padrão
Expectativa de crescimento do PIB menor que 3,5%	5,31	0,74
Expectativa de crescimento do PIB maior que 3,5%	2,46	0,65

Verificamos que os agentes acreditam que a resposta do Banco Central a mudanças na previsão do crescimento do PIB é mais forte nos momentos em que a expectativa de crescimento do Produto é inferior a 3,5%. Desse modo, os agentes avaliam que a autoridade monetária está mais preocupada com o PIB quando a perspectiva para os trimestres seguintes é de baixo crescimento da atividade econômica.

A Tabela 26 exibe as estimativas de  $\beta_2$  no período em que a previsão de crescimento do PIB é superior a 3,5% e em momentos em que essa previsão é inferior a 3,5%.

Tabela 26: Estimativas de  $\beta_2$  em função da taxa esperada de crescimento do PIB

	Coeficiente	Desvio Padrão
Expectativa de crescimento do PIB menor que 3,5%	-0,19	0,06
Expectativa de crescimento do PIB maior que 3,5%	-0,31	0,09



Observamos na Tabela 26 que as estimativas de  $\beta_2$  também são diferentes em momentos em que as expectativas de crescimento do PIB são superiores ou inferiores a 3,5%. Os agentes acreditam que o produto é mais afetado pela política monetária quando a expectativa de crescimento do PIB está acima de 3,5%.

### 3.4

#### Conclusão

Nesse artigo estimamos a formação das expectativas de inflação, juros e taxa de crescimento do PIB no Brasil. Para enfrentar o problema de endogeneidade, utilizamos a metodologia de identificação a partir da Heterocedasticidade, formulada por Rigobon (2000).

Os resultados mostraram que os agentes acreditam que o Banco Central realiza uma política gradual de juros. Em resposta a um aumento nas pressões inflacionárias, os agentes esperam que o BC reaja imediatamente de forma a manter a taxa de juros real ex ante inalterada. Já a taxa de juros real esperada no médio prazo sobe em resposta a aumentos na expectativa de inflação.

Concluimos ainda que a função reação esperada pelos agentes depende fundamentalmente do nível das expectativas de inflação. Os agentes acreditam que o BC é mais agressivo no combate a pressões inflacionárias quando a expectativa de inflação está acima da meta do que nos demais períodos.

Por fim, observamos que os agentes consultados pela Focus acreditam que o BC se preocupa mais com a atividade econômica quando a expectativa de crescimento do PIB é inferior a 3,5%. Verificamos, ainda, que as previsões acerca do comportamento do PIB são mais sensíveis à expectativa da taxa Selic quando a previsão de crescimento do PIB é superior a 3,5%.