

## 3

### Transmissão das expectativas de inflação no Brasil

#### 3.1.

##### Introdução

Recentemente, a literatura de expectativas inflacionárias passou a tratar do aspecto de transmissão de expectativas com maior ênfase. Abandonando a hipótese de homogeneidade entre os agentes, vários modelos passaram a incorporar este aspecto.

A literatura sustenta que a transmissão de expectativas parece ter grande relevância no entendimento dos determinantes da inflação<sup>24</sup>, tal que alguns artigos passaram a dividir agentes entre membros do mercado financeiro e membros das famílias<sup>25</sup>.

Este capítulo analisa empiricamente como se dá a transmissão de expectativas dentro do mercado financeiro brasileiro. Sob a hipótese de que há, no mercado financeiro, agentes diferenciados, isto é, alguns acertam suas previsões mais do que outros e, supondo que os agentes possam identificar quais são os agentes que mais bem prevêm, é natural que um agente “ruim”, na hora de definir sua expectativa, tente copiar a expectativa do agente que mais acerta.

Mais do que uma conjectura teórica, a idéia de heterogeneidade entre os agentes do mercado financeiro pode levar a conseqüências muito importantes na condução da política monetária. Tal como mostraremos posteriormente, os agentes só conseguem descobrir as expectativas dos melhores agentes com alguma defasagem. Desse modo, a construção das expectativas por parte dos agentes do mercado financeiro teria um componente inercial. Apenas para motivar o estudo, veja que estamos tratando de um caso que lembra um processo de

---

<sup>24</sup> Angeletos e Pavan (2007) mostram como o comportamento ótimo do governo muda quando a informação é dispersa, por exemplo.

<sup>25</sup> Carroll (2003).

*learning* em que há um desvio pequeno de expectativas racionais<sup>26</sup>, tal como sugerido por Orphanides e Williams (2006). Dessa maneira, a conclusão destes autores de que a política monetária ótima sob expectativas racionais pode ser ruim quando há assimetria de informação ganha importância de *policy*, pois este parece ser o caso brasileiro.

Utilizando a base de dados de expectativas coletada pelo Banco Central, avalia-se como as instituições financeiras constroem suas próprias expectativas, com especial interesse em verificar se estas olham as expectativas anteriores divulgadas pelas instituições que mais acertam nas expectativas. Isto significaria que uma dada instituição, ao construir sua expectativa, observaria a expectativa da semana anterior das instituições *Top5*<sup>27</sup>. Ainda que uma semana não seja considerada um período muito longo, isto afeta a maneira como as expectativas são construídas e é importante para a política econômica, à medida que acrescenta um componente inercial nas expectativas, muitas vezes ignorado.

De modo a testar esta teoria, este capítulo é composto de cinco seções, além da introdução. A próxima seção apresenta a resenha da literatura, a terceira seção desenvolve um modelo, a quarta apresenta os dados, ao passo que na quinta realizam-se testes econométricos e, por fim, a seção seis conclui o capítulo.

### 3.2.

#### Resenha da Literatura

Agentes econômicos reagem a expectativas, as quais, via de regra, precedem os fatos. Assim, o estudo de expectativas em macroeconomia tem tido, ao longo dos anos, papel central na literatura. Com o desenvolvimento teórico da pesquisa, novas hipóteses e novos resultados foram alterando a forma como se via a formação das expectativas e, conseqüentemente, alguns resultados que se consideravam até então definitivos. Diante da importância das hipóteses de como

---

<sup>26</sup> No nosso caso, o desvio de expectativas racionais advém do fato, por exemplo, de o conjunto informacional de um agente estar contido no conjunto informacional de outro agente.

<sup>27</sup> A nota metodológica 36 do Banco Central explica a construção do *ranking* das instituições (Marques, Fachada e Cavalcanti (2003)). No entanto, grosso modo, representa as instituições que mais acertaram as expectativas no passado recente, conforme apresentaremos posteriormente.

se formam as expectativas, abordamos, nesta seção, a literatura concernente ao tema.

A crítica à teoria de expectativas racionais supõe que, de fato, há um custo ao usar informação. Visando acomodar as preocupações com relação à irrealidade da teoria de expectativas racionais surgiu a teoria de *sticky information*. Para facilitar o entendimento desta teoria, apresentamos as principais abordagens da literatura.

Uma primeira abordagem sobre a possibilidade de que haja um custo no uso de informação é dada por Sims (2002), que, utilizando a hipótese de um canal de comunicação com capacidade finita, mostra que este problema se parece com um de extração de sinal ou custo de ajustamento, mas, por outro lado, se parece com a teoria de expectativas racionais. A idéia por trás do modelo, bastante atraente, é que a informação está ao acesso de todos. No entanto, para poder usá-la, é necessário interpretar e analisar a informação e isto torna impossível utilizar toda a informação à disposição.

Outra possibilidade é abordada por Mankiw e Reis (2002) e, posteriormente, melhor microfundamentada, por Reis (2006b). Em Mankiw e Reis (2002), supõe-se que há um custo para reajustar a informação, o que levaria a uma parcela fixa  $\lambda$  de agentes que reajustariam o conjunto informacional a cada instante de tempo. Este arcabouço teórico permite escrever uma Curva de Phillips baseada apenas em rigidez informacional, o que, de fato, é um resultado muito forte. A crítica, então, ao artigo, deve-se à suposição de que uma parcela fixa dos agentes reajusta o conjunto informacional, ao passo que  $(1-\lambda)$  não reajusta. Com o objetivo de rebater as críticas, Reis (2006a e 2006b) microfundamenta as decisões do consumidor e do produto que levariam a estes resultados. Construindo um modelo que especifica diferentes seções de uma mesma firma e diferentes atividades do agente (consumidor e poupador), o autor obtém a microfundamentação necessária para a Curva IS e Phillips, respectivamente.

Uma terceira abordagem, que tem mais apelo empírico, mas também apresenta um modelo teórico, é proposta em Carroll (2003). Dividindo os agentes na economia entre os profissionais que prevêm a inflação e as famílias, o modelo analisa como se dá a transmissão das expectativas de inflação. A idéia subjacente é que os profissionais de inflação agem racionalmente, reajustando suas

expectativas a todo instante. No entanto, as famílias reajustam suas expectativas apenas quando lêem no jornal as previsões dos profissionais. Mais ainda, apenas uma parcela das famílias vê as previsões no jornal em um dado instante, fazendo com que o fenômeno da transmissão de expectativas de inflação ocorra tal como uma epidemia, por isto convencionou-se chamar esta literatura de epidemiologia das expectativas de inflação. Dada a produção da literatura que se seguiu àquele artigo, pode-se considerar, de certo modo, que ele inaugurou uma forma de pensar em expectativas de inflação. Obviamente, diante de todo este impacto, surgiram críticas ao artigo em análise. Uma das mais proeminentes análises foi feita por Nunes (2006), que estabeleceu três grandes críticas ao artigo de Carroll (2003). Em primeiro lugar, a hipótese de que os agentes profissionais formam suas expectativas a partir de expectativas racionais não é observada empiricamente. Em segundo lugar, se estimarmos as regressões referentes às famílias através de expectativas racionais, os resultados diferem significativamente, o que invalida a conclusão de que Carroll (2003) daria uma microfundamentação a Mankiw e Reis (2002). Por fim, os resultados não são robustos à utilização da mediana das expectativas da inflação, ao invés da média.

Por outro lado, há contribuições empíricas e teóricas a partir deste *paper* que merecem ser mencionadas. Morris e Shin (2006), em uma nota teórica, mostram que, na presença de um agente informado e um agente não informado, as expectativas podem ter inércia mesmo que sejam formadas a partir de uma postura *forward looking*.

Um *paper* que mostra bem a transição da literatura é Mankiw, Reis e Wolfers (2004). Inicialmente, testes para avaliar se as expectativas são racionais ou adaptativas são feitos. Diante de resultados que rejeitam tais teorias, o artigo avalia se as hipóteses para *sticky information* se confirmam. Ainda que alguns resultados não sejam totalmente consistentes com esta teoria, como há um aumento da dispersão com o aumento da inflação, a teoria de *sticky information* parece ser a que possui melhor aderência aos dados.

### 3.3.

#### O Modelo

Nesta seção, apresentamos um modelo simplificado de *learning* no mercado financeiro em que há um agente seguidor e outro líder, com base nos modelos de epidemiologia das expectativas, tal como sugerido por Carroll (2003).

#### 3.3.1.

##### Descrição dos Agentes

Considere que, no mercado financeiro, há dois tipos de agentes: os *experts* e os comuns. De alguma forma, seja por informação privada ou por distribuição desigual de talentos, os *experts* conseguem previsões, para a inflação, mais acuradas. Esta é a base do modelo que será descrito abaixo.

Os dois agentes do mercado financeiro acreditam que o processo inflacionário é da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\pi_t &= \pi_t^f + \varepsilon_t \\ \pi_{t+1}^f &= \pi_t^f + \eta_{t+1} \\ &\dots\end{aligned}\tag{Eq. 3-1}$$

Considere que  $\varepsilon_t$  é um choque transitório na inflação no período  $t$ ,  $\eta_t$  um choque permanente na taxa fundamental da inflação, e  $\pi_t^f$ , a taxa de inflação fundamental no instante  $t$ .

Supõe-se que os agentes acreditem que os *experts* têm alguma habilidade de estimar diretamente os valores presentes e passados de  $\varepsilon$  no período  $t$  e de  $\eta$  no período  $t+1$ . Desse modo, os comuns podem acreditar racionalmente que a previsão de um profissional é melhor do que a previsão baseada em expectativas adaptativas que eles poderiam formar.

Definimos  $F[t|s]$  como a expectativa no instante  $t$  referente ao período  $s$  dos *experts*. e  $N[t|s]$  como sendo a expectativa para os agentes comuns.

A hipótese crucial é, então, que os agentes comuns observam as expectativas dos *experts* quando fazem suas previsões. Assim sendo:

$$N_i(\pi_{t+k} | I_t) = \alpha_k B_i(\pi_{t+k} | I_t) + (1 - \alpha_k) F(\pi_{t+k} | I_{t-1}) \quad \text{Eq. 3-2}$$

Note que ressaltamos o conjunto informacional em que cada agente se baseia. Como não é possível observar a expectativa contemporânea dos *experts*, considera-se que eles tomam como referência, no instante em que reajustam as expectativas, a expectativa anterior dos *experts*. Além disso, cada um dos agentes tem uma estimação própria, de tal forma que indexamos por  $i$  para definir a identidade do mediano.

Esta equação sugere uma interpretação para os coeficientes  $\alpha_k$  e  $(1 - \alpha_k)$ . O coeficiente  $\alpha_k$  reflete qual o peso que a instituição financeira credita à sua própria previsão,  $B_i(\pi_{t+k} | I_t)$ , enquanto o termo referente a  $(1 - \alpha_k)$  pode ser interpretado como um *hedge* de previsão; o agente troca os ganhos incertos de acertar sozinho por um erro menor. Além disso, cabe ressaltar que estamos permitindo que os pesos dados aos dois componentes se alterem à medida que a distância entre a data na qual é feita a previsão e a data para a qual a previsão vale mudem. Isto significa, de modo simplificado, que a expectativa para um dia pode dar um peso para os *experts* menor do que a expectativa para dez dias.

Outras considerações acerca da forma como os agentes comuns constroem suas expectativas referem-se aos termos  $B(\pi_{t+k} | I_t)$  e  $F(\pi_{t+k} | I_{t-1})$ . Lembrando que o operador  $F(\dots)$  se refere aos *experts*, consideramos que este operador reflete o uso de expectativas racionais ou, ao menos, mais acuradas. Dessa forma, o operador  $B(\dots)$  tem, como principal vantagem (e razão para ser utilizado), a mudança do conjunto informacional. Para ser mais enfático na diferença entre  $F(\dots)$  e  $B(\dots)$ , suponha que um agente mediano queira construir sua previsão de inflação. Ele sabe que o *expert* prevê melhor, então deve utilizar  $F(\dots)$  em sua previsão. No entanto, é possível que, dado que ele só consegue recuperar uma previsão defasada do *expert*, algo pode ter sido alterado na economia; por exemplo, a divulgação de um dado macroeconômico que altere as previsões.

Uma vez tendo apresentado os termos, a questão que surge é se estamos violando a hipótese de expectativas racionais. Veja, então, que a teoria de

expectativas racionais nos levaria ao uso apenas do operador referente ao conjunto informacional contemporâneo. Neste modelo, o que estamos fazendo é permitir que agentes tenham capacidades diferentes de absorver informação. Isto, no entanto, não deve ser interpretado como violação de expectativas racionais, pois pode haver um custo heterogêneo no mercado que torne esta opção ótima.

Por fim, podemos calcular a média instantânea das expectativas. Para tanto, seja  $\gamma$  a proporção de agentes *experts* na economia e  $(1-\gamma)$  a proporção dos comuns.

Dessa forma, a média instantânea<sup>28</sup> é dada por:

$$\begin{aligned} S_t(\pi_{t+k}) &= \gamma F(\pi_{t+k} | I_t) + (1-\gamma) \int_i N_i(\pi_{t+k} | I_t) \\ S_t(\pi_{t+k}) &= \gamma F(\pi_{t+k} | I_t) + (1-\gamma) N(\pi_{t+k} | I_t) \\ &= [(1-\gamma)(1-\alpha_k)] F(\pi_{t+k} | I_{t-1}) \\ &\quad + \gamma F(\pi_{t+k} | I_t) + (1-\gamma)\alpha_k B(\pi_{t+k} | I_t) \end{aligned} \tag{Eq. 3-3}$$

$$\begin{aligned} S_t(\pi_{t+k}) &= (1-\alpha_k - \gamma + \gamma\alpha_k) F(\pi_{t+k} | I_{t-1}) \\ &\quad + \gamma F(\pi_{t+k} | I_t) + (\alpha_k - \gamma\alpha_k) B(\pi_{t+k} | I_t) \end{aligned} \tag{Eq. 3-4}$$

Veja que podemos, então, perceber que o peso do *expert* é maior do que o peso algébrico dado pelo número de agentes *experts* perante os agentes comuns. Mais ainda, é possível ver que a média das expectativas em  $t$  para o instante  $t+k$  depende da previsão dos *experts* com conjunto informacional defasado  $F(\pi_{t+k} | I_{t-1})$  e da integral de previsões particulares de cada um dos agentes comuns  $B(\pi_{t+k} | I_t)$ , além da parcela de *experts* fazendo expectativas contemporaneamente.

---

<sup>28</sup> É importante ressaltar que esta é a média instantânea, pois o modelo terá agentes que não reajustam seus conjuntos informacionais a todo período. Dessa maneira, a média instantânea será diferente da média observada na economia.

### 3.3.2.

#### A Interação entre os agentes

Resta-nos responder às questões referentes às interações entre os dois agentes. Por enquanto, vimos que há dois tipos de agentes e encontramos as expectativas de cada um deles. Para prosseguirmos nossa análise, devemos construir o *payoff* de cada agente.

Com relação ao agente *expert*, vamos supor que ele reajusta a informação a todo período, de tal forma que o custo no reajuste é insignificante para ele, sendo dado pelo menor custo possível<sup>29</sup>. Dessa maneira, seu *payoff* é dado por:

$$U(\pi_{t+k} | I_t) = -(\pi_{t+k} - F(\pi_{t+k} | I_t))^2 \quad \text{Eq. 3-5}$$

Suponha, tal como vem sendo sugerido pela literatura de *sticky information*, que existe um custo de reajustar a informação. No entanto, uma vez que se incorra neste custo, é possível não só estimar a própria previsão como obter a previsão anterior dos *experts*. Para formalizar, o *payoff*, caso o agente opte por reajustar a expectativa no instante t, é dado por:

$$U_i(\pi_{t+k} | I_t) = -(\pi_{t+k} - N_i(\pi_{t+k} | I_t))^2 - C_i^k \quad \text{Eq. 3-6}$$

O *payoff* tem dois termos aditivos. O primeiro refere-se à perda devido ao erro da previsão,  $-(\pi_{t+k} - N_i(\pi_{t+k} | I_t))^2$ , que consideramos ser simétrica, isto é, a penalidade pelo erro é a mesma se o agente errar prevendo mais ou menos do que a verdadeira inflação. Além desse termo, há um custo em reajustar a informação, dado por  $C_i^k$  que o agente conhece quando define a expectativa. Veja que, para os agentes comuns, acrescentamos o subscrito  $i$ ; isto significa que há heterogeneidade entre os agentes no que se refere aos custos; alguns agentes têm custos mais altos do que outros no reajuste. Além disso, os custos se alteram de

---

<sup>29</sup> Poderíamos definir a função utilidade dependendo do custo de reajustar a informação, mas isto não altera sua decisão, pois o custo é baixo o suficiente para que ele sempre queira atualizar o conjunto informacional. Uma possível explicação para que os agentes escolhessem a média é supor que cada um fica com a sua própria expectativa e, além disso, aleatorizamos a escolha dos agentes que reajustarão, de modo que os que não reajustam continuam tendo a mesma



acordo com o horizonte sobre o qual são formadas as expectativas (k); esta idéia é bastante intuitiva: horizontes de curto prazo exigem, por exemplo, coleta de preços, ao passo que horizontes de longo prazo exigem a construção de um modelo econométrico<sup>30</sup>. Como hipótese, vamos supor que os custos seguem uma distribuição uniforme  $[\underline{C}^k, \overline{C}^k]$ <sup>31</sup>.

Por outro lado, se optar por não alterar suas expectativas no instante  $t$ , o agente recebe o seguinte *payoff*, sendo independente da expectativa passada própria:

$$U_i(\pi_{t+k} | I_{t-1}) = -(\pi_{t+k} - A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1}))^2 \quad \text{Eq. 3-7}$$

Há duas diferenças entre os *payoffs* quando há reajuste informacional e quando não há reajuste. Em primeiro lugar, a previsão utilizada. Quando há reajuste informacional, o agente utiliza  $N_i(\pi_{t+k} | I_t)$ , ou seja, a previsão que ele constrói no período. Por outro lado, quando o agente mediano não reajusta seu conjunto informacional, ele utiliza  $A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})$ , a média das expectativas no período anterior. Deve ser ressaltado, ainda, que  $A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})$  é diferente de  $S_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})$ ; a primeira é a média das expectativas de inflação em t-1, ao passo que a segunda é a média instantânea das expectativas de inflação em t-1<sup>32</sup>.

Uma vez obtidos os *payoffs*, resta saber se o agente vai preferir reajustar a informação no instante t, ou se prefere manter a previsão anterior. Note que o agente não sabe a realização da inflação, então devemos tomar as expectativas e avaliar os *payoffs* esperados.

---

média que o universo no período anterior (neste caso, qualquer agente, *expert* ou comum, poderia reajustar ou não).

<sup>30</sup> Não pretendemos definir qual é mais barato, mas apenas lembrar que o horizonte de expectativa altera a estrutura de custos.

<sup>31</sup> É importante que os custos sejam randomizados, para evitar o surgimento de uma dinâmica a ser acompanhada.

<sup>32</sup> As duas seriam equivalentes se  $\overline{C}$  fosse suficientemente baixo tal que valesse a pena sempre reajustar o conjunto informacional.

$$\begin{aligned} \text{se } E_t \left( -(\pi_{t+k} - N_i(\pi_{t+k} | I_t))^2 - C_i^k \right) > E_t \left( -(\pi_{t+k} - A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1}))^2 \right) &\Rightarrow \text{reajusta} \\ \text{se } E_t \left( -(\pi_{t+k} - N_i(\pi_{t+k} | I_t))^2 - C_i^k \right) < E_t \left( -(\pi_{t+k} - A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1}))^2 \right) &\Rightarrow \text{n\~{a}o reajusta} \end{aligned} \quad \text{Eq. 3-8}$$

As expressões acima mostram que o agente optará pelo reajuste caso a perda esperada seja menor se ele reajustar; ele não reajustará se o contrário ocorrer.

Assim sendo, é possível encontrar um ponto de indiferença, em que um dado custo,  $\vec{C}^k$ , torne um agente indiferente entre reajustar ou não sua previsão de inflação. Note, no entanto, que, da maneira como construímos o modelo, o custo de reajustar varia entre os agentes, mas não varia no tempo. Dessa maneira, existe um agente que é indiferente entre reajustar ou não:

$$\begin{aligned} -E_t(\pi_{t+k} - N_i(\pi_{t+k} | I_t))^2 - \vec{C}^k &= -E_t(\pi_{t+k} - A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1}))^2 \\ \vec{C}^k &= N_i(\pi_{t+k} | I_t)[\varepsilon_{n_i}] - A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})[\varepsilon_{A_{t-1}}] \end{aligned} \quad \text{Eq. 3-9}$$

Sendo  $\varepsilon_{n_i} = 2E_t(\pi_{t+k}) - N_i(\pi_{t+k} | I_t)$  e  $\varepsilon_{A_{t-1}} = 2E_t(\pi_{t+k}) - A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})$ . A interpretação que podemos dar à expressão encontrada para  $\vec{C}^k$  é: a diferença entre os erros de previsão quando o agente opta por reajustar menos quando ele opta por não reajustar o conjunto informacional.

Lembrando, então, que os custos dos agentes seguem uma distribuição uniforme, e supondo que  $\vec{C}^k$  não está em nenhum dos extremos da distribuição, podemos decompor os agentes em duas classes, sendo uma proporção  $\lambda_k$  que reajusta o conjunto informacional, e uma proporção  $1 - \lambda_k$  que não reajusta o conjunto informacional, ou seja, esta proporção depende do horizonte sobre o qual são feitas as expectativas.

$$A_t(\pi_{t+k}) = \begin{cases} \text{reajusta } (\lambda_k) \Rightarrow S_t(\pi_{t+k} | I_t), & \text{se } C_i < \vec{C}^k \\ \text{n\~{a}o reajusta } (1 - \lambda_k) \Rightarrow A_{t-1}(\pi_{t+k}), & \text{se } C_i > \vec{C}^k \end{cases} \quad \text{Eq. 3-10}$$

$$A_t(\pi_{t+k}) = \begin{cases} \text{reajusta } (\lambda_k) \Rightarrow \mathcal{F}(\pi_{t+k} | I_{t-1}) + (1 - \gamma) N_i(\pi_{t+k} | I_t), & \text{se } C_i < \vec{C}^k \\ \text{n\~{a}o reajusta } (1 - \lambda_k) \Rightarrow A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1}), & \text{se } C_i > \vec{C}^k \end{cases} \quad \text{Eq. 3-11}$$

Vejamos então, como podemos escrever a equação da média das expectativas de mercado:

$$\begin{aligned}
 A_t(\pi_{t+k}) &= \lambda_k [S_t(\pi_{t+k})] + (1 - \lambda_k) [A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})] \\
 A_t(\pi_{t+k}) &= \lambda_k [(1 - \alpha_k - \gamma + \gamma \alpha_k) F(\pi_{t+k} | I_{t-1}) + \gamma F(\pi_{t+k} | I_t) + (\alpha_k - \gamma \alpha_k) B(\pi_{t+k} | I_t)] \\
 &+ (1 - \lambda_k) [A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})]
 \end{aligned}
 \tag{Eq. 3-12}$$

$$\begin{aligned}
 A_t(\pi_{t+k}) &= \lambda_k (1 - \alpha_k - \gamma + \gamma \alpha_k) F(\pi_{t+k} | I_{t-1}) + \lambda_k \gamma F(\pi_{t+k} | I_t) \\
 &+ \lambda_k (\alpha_k - \gamma \alpha_k) B(\pi_{t+k} | I_t) + (1 - \lambda_k) [A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})]
 \end{aligned}
 \tag{Eq. 3-13}$$

A equação 3-13 é exatamente aquela que pretendemos analisar empiricamente. Há, basicamente, quatro termos que merecem atenção nesta equação.

O primeiro termo, referente aos *experts*, pode ser visto como o peso que se dá aos agentes que são vistos como melhores; mostra, ainda, como os agentes ponderam expectativas passadas dos melhores agentes. Veja que esta ponderação é variante em  $k$ , isto é, muda conforme se aproxima a divulgação de um dado. Há três determinantes da ponderação deste termo. O primeiro é a proporção de agentes *Top-5* na economia,  $\gamma$ , o segundo, é a ponderação que os agentes comuns dão às expectativas dos melhores agentes, que é  $\alpha_k$ , isto é, que varia dependendo do horizonte da economia e, por fim, depende do custo em reajustar informação, que por sua vez define diretamente  $\lambda$ .

O segundo termo é referente ao peso dos próprios *experts* na formação das expectativas.

O terceiro termo,  $B(\pi_{t+k} | I_t)$ , tem como principal diferença o conjunto informacional sobre o qual se baseia. Ele pode ser interpretado, grosso modo, como os anúncios macroeconômicos que foram divulgados posteriormente à expectativa dos *experts*.

Por fim, o último termo mostra que a média tem um componente auto-regressivo, dado pela média defasada.

### 3.4.

#### Descrição dos Dados

Com os resultados teóricos encontrados na seção anterior, podemos prosseguir para avaliar a relevância empírica do modelo. Basicamente, há duas estratégias empíricas que podem ser perseguidas. Apresentaremos, nesta seção, os dados utilizados, tanto sua periodicidade, como uma descrição da metodologia. Posteriormente, apresentaremos algumas estatísticas descritivas e, por fim, os resultados econométricos.

#### 3.4.1.

##### O sistema do *survey* do Banco Central

Os dados utilizados, referentes às expectativas de inflação, são os dados coletados pelo Banco Central em uma pesquisa junto às instituições financeiras. A partir de 2001, o Banco Central passou a coletar as expectativas de inflação das instituições financeiras e, mais ainda, divulgar, com uma semana de atraso, a média, a mediana e o desvio padrão das expectativas.

Além destes dados de primeiro e segundo momento das expectativas de inflação, também temos os dados dos dois primeiros momentos para as instituições que mais acertam em suas expectativas, denominadas *Top5* que, seguindo a idéia da modelagem teórica anteriormente apresentada, seria formada por instituições com mais informações.

O sistema do Banco Central é composto por uma ferramenta *on-line* em que os agentes fornecem suas expectativas. O número de agentes a cada mês varia, dado que nem todos respondem às perguntas. Além disso, o número de agentes cadastrados também tem aumentado: havia 88 agentes cadastrados em 2003<sup>33</sup> e, em maio de 2007, havia 153 *logins* na base de dados de expectativas de IPCA do Banco Central<sup>34</sup>. É importante ressaltar que qualquer entidade pode solicitar participação na pesquisa, exigindo-se apenas regularidade e robustez. Além disso,

---

<sup>33</sup> Marques, Fachada e Cavalcanti (2003).

<sup>34</sup> Base de dados com dados desagregados do Gerin (Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores do Banco Central do Brasil).

as informações prestadas no *site* são sigilosas; apenas os membros do Copom e os funcionários da Gerin têm acesso aos dados individuais de cada instituição.

### 3.4.2.

#### O *ranking* das instituições financeiras

Diante da importância de separarmos os agentes entre os *experts* e os comuns, é importante saber como o Banco Central constrói esta estatística.

Cabe, então, esclarecer como é formado o *ranking* das melhores instituições em previsão. A nota técnica 36 do Banco Central esclarece isto:

“No *ranking* de curto prazo, avalia-se a precisão das projeções com defasagem de um mês em relação à publicação do indicador, nos últimos seis meses. O *ranking* de médio prazo considera a precisão média das projeções de três períodos consecutivos de quatro meses em relação aos resultados efetivos de três meses - o mês de referência e os dois meses que o antecedem. O *ranking* de longo prazo considera a precisão das projeções informadas em 12 meses para o indicador anual publicado no mês de janeiro subsequente.”

Em virtude da forma como se dá a construção do *ranking*, poderíamos utilizar ou as expectativas de curto prazo ou de médio prazo; no presente trabalho, optamos pelas expectativas de curto prazo, uma vez que a inferência sobre as séries mostrou que os agentes costumam alterar suas expectativas apenas quando próximo da divulgação do dado.

A fórmula para determinação da perda de cada agente que servirá como base na construção do *ranking* é dada abaixo:

$$\psi^R = \sum_{t=N-5}^N \left\{ \begin{array}{l} (\text{penalidade média})_{d_t} (1 - j_{d_t}) \\ + j_{d_t} \left[ (\text{penalidade máxima})_{d_t} (1 - k_{d_t}) + |E_{d_t} \tau_t^R - \tau_t| k_{d_t} \right] \end{array} \right\} \quad \text{Eq. 3-14}$$

$\psi^R$  → penalidade atribuída à instituição R;

t → mês para o qual o desvio foi calculado;

N → mês referente à última data crítica do período de cálculo;

$d_t$  → dia útil anterior à data crítica de  $\tau$  no mês t;

$E_{d_t} \tau_t^R$  → projeção da instituição R que seja válida em  $d_t$  para  $\tau_t$  ;

$\tau_t$  → resultado ocorrido da variável  $\tau$  no mês t;

$(\text{penalidade média})_{d_t} \rightarrow$  desvio absoluto médio das projeções válidas em  $d_t$ , para  $\tau_t$ , em relação ao resultado ocorrido no mês  $t$ ;

$(\text{penalidade máxima})_{d_t} \rightarrow$  desvio absoluto máximo das projeções válidas em  $d_t$ , para  $\tau_t$ , em relação ao resultado ocorrido no mês  $t$ ;

$k_{d_t} \rightarrow 0$ , quando a instituição não tem projeção válida em  $d_t$ ;

1, quando a instituição tem projeção válida em  $d_t$ ;

$j_{d_t} \rightarrow 0$ , se  $d_t$  anterior ao dia da primeira previsão da instituição para  $\tau$ ;

1, se  $d_t$  igual ou posterior ao dia da primeira previsão da instituição para  $\tau$ .

A fórmula para determinação do *ranking* consiste, basicamente, na soma dos erros de previsão dos últimos seis meses. Caso o agente não tenha divulgado sua expectativa, o desvio absoluto máximo será considerado seu próprio desvio. Além disso, para previsões anteriores à data em que a instituição passou a fornecer suas próprias expectativas, será considerado o desvio médio do mês como sendo seu próprio desvio.

A data crítica para que o sistema defina o *ranking* muda conforme a variável sobre a qual está sendo feita a expectativa. Para o IPCA, variável de relevância neste artigo, a data crítica é o dia da divulgação do IPCA-15<sup>35</sup>.

Além disso, resta-nos estabelecer a periodicidade com que serão feitos os testes econométricos.

### 3.4.3.

#### A periodicidade utilizada

As expectativas de inflação divulgadas pelo Banco Central são apresentadas diariamente; desta forma, temos, grosso modo, três possíveis escolhas de periodicidade: mensal, diária e semanal.

Uma das vantagens de utilizarmos dados mensais é que a interpretação natural dos coeficientes e de seus valores é mantida, uma vez que a inflação

---

<sup>35</sup> Para o IGP-DI, por exemplo, é o dia da divulgação do IGP-M 2º decêndio.

também possui periodicidade mensal. No entanto, esta não é uma grande vantagem, pois nosso modelo não utiliza a inflação ou qualquer outro dado macroeconômico com periodicidade mensal.

Por outro lado, ao fazermos a regressão com dados diários, ainda que o número de dados se mantenha constante, é mais fácil sustentar a hipótese de que, em alguns períodos, o agente prefira manter a previsão anterior para não incorrer em custos. Esta seria a escolha mais correta, caso não houvesse uma especificidade na pesquisa. O que ocorre é que os agentes do mercado financeiro fornecem suas expectativas de inflação na sexta-feira, apresentando as expectativas para toda a semana em curso. Isto significa que a previsão, por exemplo, de segunda-feira é feita com os dados referentes até sexta-feira. Além disso, na segunda-feira seguinte, as informações de média, mediana e desvio padrão das instituições financeiras em geral e das instituições *Top5* são divulgadas. Por isto, seguiremos a estratégia de usar dados semanais, limitando o interesse aos dados de sexta-feira<sup>36</sup>.

#### **3.4.4.**

##### **O corte da amostra**

Já sabemos que a amostra é formada pelas instituições *Top5* de curto prazo observando os dados do último dia da semana como referência. A questão que surge, então, é a forma como se dá o corte da amostra.

Há duas possibilidades de corte.

A primeira possibilidade é distinguir os meses e realizar testes separados para cada um dos meses. Como temos cerca de sessenta semanas, é possível realizar este tipo de teste. A idéia subjacente é que a observação uma semana antes da divulgação do dado de inflação de maio, por exemplo, não pode ser comparada à observação da semana anterior à divulgação do dado de agosto, por exemplo. No entanto, a análise entre a 3ª e a 4ª semana poderia ser comparada à análise entre a 8ª e a 9ª semana antes da divulgação do dado de certo mês.

A segunda possibilidade de corte é pela data da expectativa com relação à divulgação da série. Dessa forma, em vez de termos uma série de expectativas de junho de 2005, por exemplo, teremos uma série de expectativas de uma semana antes do dado ser divulgado.

A analogia que pode ser feita nesta primeira possibilidade é com o contrato futuro, ao passo que a analogia que pode se apresentada para a segunda possibilidade é com o contrato a termo.

As duas possibilidades de corte da amostra apresentam vantagens e desvantagens. Se, por um lado, a distinção que a primeira possibilidade faz é atraente, ainda que isto não esteja explícito no modelo, por outro perdemos observações. No entanto, talvez mais importante do que as sutilezas descritas, existe uma diferença de interpretação bastante grande ao utilizar diferentes cortes, que será explicitada na próxima seção.

### 3.4.5.

#### Erro Quadrático

É importante explicitar que a instituição financeira denominada *Top5* acerta mais do que a média das instituições. A tabela abaixo apresenta os resultados.

	Média	Top-5
Erro quadrático médio uniforme	0,18	0,16
Erro quadrático médio ponderado	0,13	0,11

Tabela 9 – Erro quadrático médio uniforme e ponderado

A **Tabela 9** apresenta o erro quadrático médio uniforme e ponderado da expectativa média e da mediana *Top-5* para o IPCA. Os resultados para o erro quadrático médio uniforme são tais como esperávamos, isto é, os agentes *experts* (*Top-5*) tendem a acertar mais do que os agentes comuns. Veja que isto é verdade por construção, dado que o *ranking* premia justamente os que erram menos na

---

<sup>36</sup> Em caso de feriado na sexta-feira, utilizamos o último dia útil da semana. Esta especificidade na pesquisa nos foi informada por um economista, que fornece rotineiramente suas expectativas.



previsão da inflação.

Além disso, o teste de diferença de médias confirma que há uma diferença estatisticamente significativa. O teste-t unicaudal indica que o erro quadrático dos Top-5 é menor do que o erro quadrático médio a 5% de significância, ao passo que o teste bicaudal sugere que podemos rejeitar a hipótese nula de igualdade a 10%.

Com o intuito de dar um peso maior quanto menor for a distância temporal até a divulgação do dado, propomos, além de um peso uniforme, um peso dado por  $1/n$ , sendo  $n$  o número de semanas até a divulgação do dado<sup>37</sup>. De forma análoga ao que foi encontrado anteriormente, os agentes *experts* mais uma vez apresentam erro quadrático menor do que os agentes comuns, com diferença entre médias significativa a 5%.

### 3.5.

#### Resultados Econométricos

Nesta subseção, apresentamos a metodologia e os resultados encontrados. Para facilitar o entendimento, dividimos a apresentação dos resultados entre os dados utilizando o corte por horizonte fixo de previsão da amostra e o corte por evento.

#### 3.5.1.

##### Corte por evento

O modelo anteriormente apresentado tem diversas implicações testáveis interessantes. Em primeiro lugar, existe a hipótese subjacente de que os agentes, ao formarem suas expectativas, obtêm a expectativa passada dos *experts*. Desse modo, devemos testar se as expectativas dos *experts granger* causam a média da inflação.

Assim sendo, seguiremos a metodologia de Causalidade de *Granger* para

---

<sup>37</sup> Em ambos os casos, avaliamos as expectativas até 15 semanas antes da divulgação do dado, para que o aumento do número de expectativas para um dado mês não seja o responsável por um aumento do erro quadrático. Além disso, normalizamos o erro quadrático ponderado para que a soma dos pesos fosse um.

avaliar os resultados empíricos. O teste de *Granger* deve avaliar se a expectativa dos *experts* para o período  $t + s$ , dada no instante  $t - k$ , *granger* causa a previsão média de inflação no instante  $t$ , com referência ao mesmo instante  $t + s$ , com  $k$  defasagens. De modo mais genérico, o teste de *Granger* avalia se a adição de  $k$  defasagens entra significativamente em uma equação de uma dada variável dependente explicada por suas  $k$  defasagens. Seguindo o modelo utilizado,  $k = 1$ , mas não há restrições quanto ao valor de  $s$ .



Figura 13 – Teste de Causalidade de *Granger* entre a média das expectativas e as expectativas dos *experts*

Os testes de Causalidade de *Granger* com a amostra cortada por mês não foram conclusivos. Ainda que em alguns meses tenhamos encontrado que há Causalidade de *Granger* dos agentes *Top5* para a média das instituições financeiras, isto não parece ser um padrão regular, sobre o qual podemos extrapolar algumas conclusões. A **Tabela 10** apresenta o p-valor do teste de Causalidade de *Granger* entre a média das expectativas e os *Top5*.

		Causalidade de Granger		Causalidade de Granger		Causalidade de Granger
Média	nov-01	0,55	dez-03	0,00	jan-06	0,05
Top5	nov-01	0,82	dez-03	0,46	jan-06	0,66
Média	dez-01	0,91	jan-04	0,15	fev-06	0,90
Top5	dez-01	0,62	jan-04	0,14	fev-06	0,52
Média	jan-02	0,98	fev-04	0,05	mar-06	0,89
Top5	jan-02	0,20	fev-04	0,03	mar-06	0,09
Média	fev-02	0,00	mar-04	0,00	abr-06	0,02
Top5	fev-02	0,86	mar-04	0,87	abr-06	0,12
Média	mar-02	0,00	abr-04	0,01	mai-06	0,00
Top5	mar-02	0,39	abr-04	0,00	mai-06	0,00
Média	abr-02	0,25	mai-04	0,49	jun-06	0,00
Top5	abr-02	0,01	mai-04	0,84	jun-06	0,35
Média	mai-02	0,59	jun-04	0,04	jul-06	0,00
Top5	mai-02	0,73	jun-04	0,41	jul-06	0,24
Média	jun-02	0,68	jul-04	0,37	ago-06	0,00
Top5	jun-02	0,01	jul-04	0,34	ago-06	0,63
Média	jul-02	0,01	ago-04	0,01	set-06	0,05
Top5	jul-02	0,29	ago-04	0,14	set-06	0,62
Média	ago-02	0,13	set-04	0,06	out-06	0,00
Top5	ago-02	0,03	set-04	0,84	out-06	0,84
Média	set-02	0,01	out-04	0,06	nov-06	0,00
Top5	set-02	0,29	out-04	0,14	nov-06	0,00
Média	out-02	0,00	nov-04	0,02	dez-06	0,03
Top5	out-02	0,67	nov-04	0,20	dez-06	0,66
Média	nov-02	0,00	dez-04	0,01	jan-07	0,25
Top5	nov-02	0,99	dez-04	0,55	jan-07	0,89
Média	dez-02	0,12	jan-05	0,08	fev-07	0,44
Top5	dez-02	0,03	jan-05	0,19	fev-07	0,12
Média	jan-03	0,14	fev-05	0,04	mar-07	0,11
Top5	jan-03	0,03	fev-05	0,07	mar-07	0,40
Média	fev-03	0,00	mar-05	0,04	abr-07	0,08
Top5	fev-03	0,19	mar-05	0,32	abr-07	0,75
Média	mar-03	0,00	abr-05	0,03	mai-07	0,04
Top5	mar-03	0,02	abr-05	0,03	mai-07	0,04
Média	abr-03	0,39	mai-05	0,98	jun-07	0,34
Top5	abr-03	0,00	mai-05	0,00	jun-07	0,55
Média	mai-03	0,01	jun-05	0,00	jul-07	0,02
Top5	mai-03	0,54	jun-05	0,10	jul-07	0,21
Média	jun-03	0,16	jul-05	0,00	ago-07	0,40
Top5	jun-03	0,03	jul-05	0,92	ago-07	0,77
Média	jul-03	0,39	ago-05	0,00	set-07	0,33
Top5	jul-03	0,00	ago-05	0,59	set-07	0,11
Média	ago-03	0,34	set-05	0,21	out-07	0,05
Top5	ago-03	0,00	set-05	0,09	out-07	0,68
Média	set-03	0,89	out-05	0,56	nov-07	0,01
Top5	set-03	0,14	out-05	0,00	nov-07	0,68
Média	out-03	0,24	nov-05	0,00	dez-07	0,89
Top5	out-03	0,06	nov-05	0,16	dez-07	0,00
Média	nov-03	0,00	dez-05	0,06		
Top5	nov-03	0,11	dez-05	0,02		

Tabela 10 – Testes mensais de Causalidade de Granger

Conforme pode ser visto acima, os testes de Causalidade de *Granger* apresentam, para alguns meses, o sentido previsto pela hipótese, ou seja, as expectativas *Top-5 Granger* causam a média das expectativas, mas também encontramos o contrário ocorrendo. Para facilitar, tome o exemplo de agosto de 2003. Conforme a tabela sugere, as expectativas *Top-5 Granger* causam a média das expectativas com uma semana de defasagem com um p-valor de 0%. Por outro lado, não há evidência de que a média das expectativas *Granger* cause as expectativas *Top-5*.

A inspeção da tabela sugere que, em 2003, a hipótese de que a média das instituições financeiras utilizava a expectativa anterior do *Top5* parece ter respaldo; a maioria dos meses apresenta este resultado. No entanto, o reverso é observado em 2004.

Deve ser ressaltado, todavia, que uma possível razão para que haja um desalinho entre o que o modelo sugere e os resultados encontrados nos testes de Causalidade de *Granger* refere-se ao coeficiente  $\alpha_k$ , que varia dependendo de quantas semanas faltam até a divulgação do dado. Desse modo, é possível que uma semana antes da divulgação do dado os agentes comuns incorporem bastante as expectativas dos agentes *experts* mas, ao mesmo tempo, não dêem muito peso às expectativas de maior horizonte dos *Top-5*.

Prosseguindo no estudo, devemos analisar os resultados para o corte transversal da amostra.

### 3.5.2.

#### **Corte por horizonte fixo de previsão**

Nesta subseção, não utilizamos a metodologia de Causalidade de *Granger* porque não é nosso interesse aqui saber a relação da defasagem de uma série com o valor contemporâneo de outra. Em verdade, nesta seção, a defasagem de uma série é tratada como uma variável diferente do valor contemporâneo da mesma série, uma vez que o corte é feito pelo número de semanas até que o dado de IPCA seja divulgado. Dessa forma, seguimos uma metodologia semelhante à

Causalidade de *Granger* a fim de adaptar para este detalhe<sup>38</sup>.

$$Media_k = \alpha + \beta_1 Media_{k+1} + \beta_2 Top5_{k+1} \quad \text{Eq. 3-15}$$

$k$  : número de semanas até a divulgação do dado

---

<sup>38</sup> A especificação da regressão é extremamente semelhante ao teste de Causalidade de *Granger*, mas estamos utilizando outra variável, ao invés de *lags*, para construir o teste.

	t=0	t=1	t=2	t=3	t=4	t=5	t=6	t=7	t=8	t=9	t=10	t=11	t=12	t=13	t=14
Media_t															
Constante	0.00	-0.01	0.00	-0.02	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.01	0.00	0.00
p-value	0.80	0.23	0.76	0.15	0.39	0.43	0.99	0.64	0.60	0.95	0.70	0.49	0.49	0.08	0.95
Media_t+1	0.44	0.51	0.40	0.65	0.70	0.70	0.89	1.00	0.99	0.94	0.92	1.01	0.95	0.98	0.98
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Top5_t+1	0.56	0.51	0.61	0.40	0.33	0.33	0.13	0.03	0.03	0.07	0.08	0.01	0.03	0.03	0.02
p-value	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.53	0.15	0.02	0.21	0.81	0.26	0.08	0.50
c(2)*c(3)=1	0.61	0.36	0.60	0.19	0.20	0.50	0.62	0.46	0.49	0.89	0.79	0.47	0.54	0.15	0.79
(p-value)															
R <sup>2</sup>	1.00	0.98	0.98	0.97	0.99	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	1.00	1.00
R <sup>2</sup> ajustado	1.00	0.98	0.98	0.97	0.99	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	1.00	1.00
S.E. of reg	0.03	0.05	0.05	0.05	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
SCR	0.06	0.18	0.17	0.17	0.06	0.08	0.05	0.05	0.02	0.01	0.02	0.03	0.01	0.01	0.01
Log. verossimilhança	163.58	119.39	122.06	122.40	157.45	149.19	161.82	162.41	193.07	206.74	190.60	179.76	206.09	238.23	224.10
Durbin-Watson	2.01	1.74	1.55	1.23	1.77	1.70	1.35	1.26	1.10	0.77	1.19	1.47	1.00	1.22	1.02
Média da dependente	0.55	0.54	0.53	0.51	0.50	0.48	0.47	0.46	0.46	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45
D.P. dependente	0.42	0.38	0.34	0.30	0.27	0.24	0.21	0.20	0.20	0.19	0.19	0.18	0.18	0.18	0.18
Akaike	-4.28	-3.10	-3.17	-3.18	-4.17	-3.95	-4.29	-4.31	-5.21	-5.58	-5.14	-4.84	-5.64	-6.53	-6.14
Schwarz	-4.19	-3.01	-3.08	-3.09	-4.08	-3.86	-4.20	-4.21	-5.11	-5.49	-5.05	-4.75	-5.55	-6.44	-6.05
F-statistic	8277.48	2033.97	1769.98	1395.29	2948.69	1906.00	2145.97	1988.96	4484.28	6166.88	3826.25	2729.24	5796.94	14457.78	9503.79
Prob(F-statistic)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabela 11 – Resultados da regressão de média em Top-5 e média defasada

A regressão utilizada analisa se a média das expectativas de inflação pode ser explicada por sua defasagem e pela defasagem das expectativas *Top5*, tal como propusemos no modelo. Realizamos testes referentes desde a semana anterior à divulgação até 14 semanas antes. Os resultados sugerem que a média das expectativas pode ser explicada pela previsão dos *Top5*, mas, além disso, os pesos variam dependendo da semana.

A questão da mudança dos pesos é extremamente interessante, ainda mais pelo fato de que, até onde sabemos, não foi documentada na literatura. Em virtude disso, apresentamos, abaixo, o gráfico referente à parcela de cada uma das expectativas defasadas na formação da expectativa presente. Uma vez que não foi rejeitada a hipótese de que os coeficientes da média e do *Top5* somam um, podemos tratá-las como parcelas da expectativa defasada.

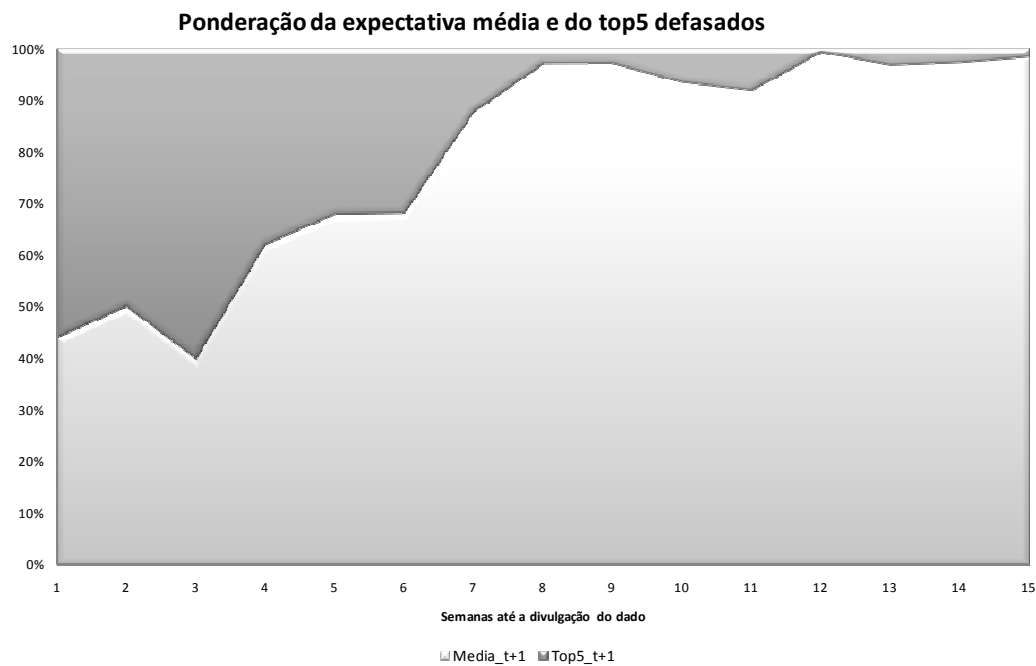


Figura 14 – Os pesos das expectativas defasadas

O gráfico chama atenção pelo fato de que o coeficiente das expectativas *Top5* se reduz quanto maior for a distância até a divulgação do dado. Este resultado é extremamente interessante porque podemos interpretá-lo, de certa maneira, como o peso dado às expectativas dos *experts* vis-à-vis as expectativas dos agentes comuns. Dessa maneira, pode-se dizer que o peso é maior quanto mais próximos estivermos da divulgação do dado.

Por fim, apenas para mostrar que os resultados não são sensíveis ao

intervalo de confiança estimado, apresentamos o gráfico abaixo.

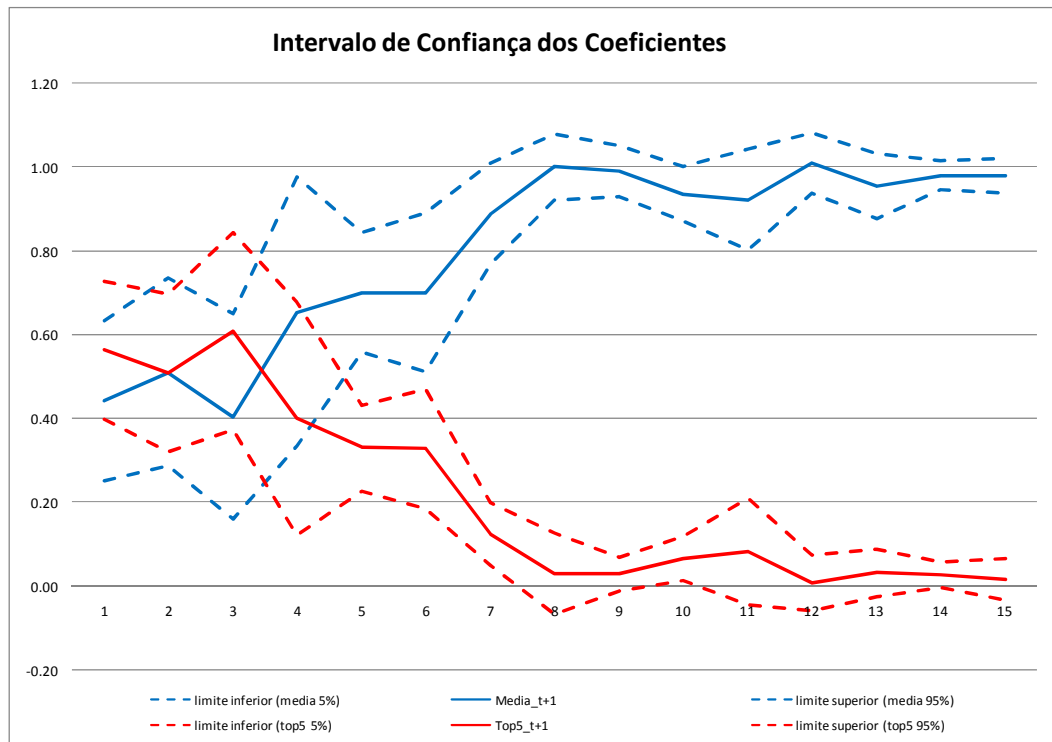


Figura 15 – Intervalo de confiança dos coeficientes

Conforme pode ser depreendido, os resultados não desaparecem quando analisamos os intervalos de confiança. Na verdade, é possível dizer que no início os coeficientes eram semelhantes, mas, de cinco semanas antes da divulgação do dado para trás, não há dúvidas de que os coeficientes são distintos.

Como robustez para avaliar se uma variável é *proxy* para outra, estimamos a regressão  $Media_k = \alpha + \beta_1 Media_{k+1} + \beta_2 (Top5_{k+1} - Media_{k+1})$ , sendo  $k$  o número de semanas até a divulgação do dado. Neste caso, apenas o diferencial das expectativas é avaliado e os resultados se mantiveram (sugestão de Roberto Rigobon).

### 3.5.3.

#### Comparação dos resultados e o modelo teórico

Os resultados nos dois cortes da amostra parecem, à primeira vista, divergentes. Nesta subseção, apresentamos uma explicação que emerge destes



resultados e que os torna completamente compatíveis.

O corte por evento considera que, independentemente da semana em questão, os agentes do mercado financeiro observarão as expectativas da semana anterior dos melhores previsores. Conforme apresentamos, esta hipótese foi rejeitada.

Com relação ao corte por horizonte fixo de previsão, é possível que um agente considere que a expectativa de um agente *Top5* seja mais importante próxima da divulgação do que distante da mesma<sup>39</sup>. E isto é verificado, tal como observamos na tabela anterior. O coeficiente referente à expectativa do *Top5* da semana anterior se reduz à medida que se distancia da divulgação do dado até que se torna estatisticamente nulo.

Diante destes fatos, a figura que emerge de nossos resultados econométricos é que os agentes observam as expectativas anteriores do *Top5*, mas o fazem diferentemente dependendo de quanto tempo falta para a divulgação da inflação.

Para completar o raciocínio proposto no modelo teórico, avaliamos qual o impacto de  $B(\pi_{t+k} | I_t)$ .

Dessa maneira, estimamos o modelo teórico tal como proposto:

$$A_t(\pi_{t+k}) = \lambda_k(1 - \alpha_k - \gamma + \gamma\alpha_k)F(\pi_{t+k} | I_{t-1}) + \lambda_k\gamma F(\pi_{t+k} | I_t) + \lambda_k(\alpha_k - \gamma\alpha_k)B(\pi_{t+k} | I_t) + (1 - \lambda_k)[A_{t-1}(\pi_{t+k} | I_{t-1})] \quad \text{Eq. 3-16}$$

Nosso objetivo, então, é encontrar os valores de  $\lambda$ ,  $\alpha_k$  e  $\gamma$ <sup>40</sup>, além de definirmos quem é  $B(\pi_{t+k} | I_t)$ . Conforme foi explicado anteriormente, é muito difícil definir quais são as novas variáveis que alteram o conjunto informacional de uma semana para a semana seguinte. Utilizaremos, por considerar que é a variável mais importante na determinação da expectativa de inflação, a surpresa da taxa de juros.

Para tanto, implementaremos a seguinte metodologia. No dia da reunião do Copom, analisamos qual foi a taxa de juros que foi definida. Concomitantemente, avaliamos qual era a expectativa do mercado na sexta-feira anterior à definição da

<sup>39</sup> Este ponto torna-se ainda mais crucial se lembrarmos que estamos trabalhando com o *ranking Top5* de curto prazo, de tal modo que os agentes do mercado financeiro tenderiam a acreditar mais em suas previsões de até 4 semanas antes da divulgação da série.

<sup>40</sup> Supomos que a parcela de agentes *Top-5* na população total é de 5%, então não estimamos  $\gamma$ , apenas colocamos este valor fixo.

taxa de juros<sup>41</sup>. Dessa forma, temos uma surpresa na taxa de juros, que posteriormente normalizamos, que servirá como variável de  $B(\pi_{t+k} | I_t)$ . Veja que há dois motivos para acreditarmos que esta variável representa bem a alteração do conjunto informacional. Em primeiro lugar, a taxa de juros é uma variável que faz parte do conjunto informacional de todos os agentes, o que a torna extremamente atraente quando avaliamos a mudança do conjunto informacional do agente mediano. Além disso, é uma variável preponderante no conjunto informacional. Por fim, deve ser ressaltado que o Comitê de Política Monetária não se reúne com a mesma frequência da divulgação do IPCA. Isto é bastante interessante, pois assim teremos mudanças no conjunto informacional entre semanas distintas dependendo de quanto tempo há entre a reunião e a divulgação do IPCA.

Os resultados seguem na **Tabela 12**.

---

<sup>41</sup> Utilizamos a expectativa da taxa de juros para fim de período, pois assim captamos a mudança da taxa de juros pelo Copom, ignorando a taxa de juros que prevaleceu no mês anterior à reunião do Copom.

Media <sub>k</sub>	t=0	t=1	t=2	t=3	t=4	t=5	t=6	t=7	t=8	t=9	t=10	t=11	t=12	t=13	t=14
$\lambda_k$	0.56	0.57	0.64	0.33	0.35	0.37	0.13	0.06	0.04	0.07	0.10	0.04	0.04	0.03	0.02
p-valor	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.46	0.21	0.02	0.13	0.41	0.20	0.05	0.37
$\alpha_k$	-0.55	-0.54	-0.63	-0.37	-0.36	-0.34	-0.19	-0.27	-0.20	-0.05	-0.04	-0.11	0.09	-0.04	0.15
p-valor	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.12	0.29	0.67	0.78	0.56	0.67	0.68	0.65
R-squared	1.00	0.98	0.98	0.97	0.99	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	1.00	1.00
Adj R-squared	1.00	0.98	0.98	0.97	0.99	0.98	0.98	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	1.00	1.00
S.E. of reg	0.03	0.05	0.05	0.05	0.03	0.03	0.03	0.03	0.02	0.01	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01
SSR	0.05	0.17	0.15	0.18	0.06	0.07	0.05	0.05	0.02	0.01	0.02	0.03	0.01	0.01	0.01
Log likelihood	166.17	121.66	125.65	120.25	157.86	150.54	162.72	162.45	192.46	206.92	191.04	179.56	205.45	237.36	224.17
Durbin-Watson	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Mean dep var	0.55	0.54	0.53	0.51	0.50	0.48	0.47	0.46	0.46	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45	0.45
S.D. dep var	0.42	0.38	0.34	0.30	0.27	0.24	0.21	0.20	0.20	0.19	0.19	0.18	0.18	0.18	0.18
Akaike	-4.38	-3.19	-3.30	-3.15	-4.21	-4.01	-4.34	-4.34	-5.22	-5.61	-5.18	-4.86	-5.65	-6.54	-6.17
Schwarz	-4.32	-3.13	-3.24	-3.09	-4.15	-3.95	-4.28	-4.27	-5.16	-5.55	-5.12	-4.80	-5.59	-6.47	-6.11
F-statistic	1.99	1.73	1.60	1.12	1.70	1.72	1.37	1.28	1.07	0.77	1.17	1.44	1.04	1.23	1.03
Prob(F-statistic)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabela 12 – Resultados empíricos do modelo

Os resultados sugerem, corroborando os resultados anteriores, que a proporção de agentes que reajusta suas expectativas é maior quanto mais próximos estivermos da divulgação do dado macroeconômico. Além disso, cabe ressaltar que a mudança do conjunto informacional advinda de surpresas na taxa de juros é significativa para horizontes curtos. Deve ser ressaltado, todavia, que no período analisado, foram raras as surpresas (25 dentre as 67 reuniões do Copom analisadas)<sup>42</sup>.

### 3.6.

#### Conclusão

Os resultados encontrados parecem corroborar a hipótese proposta no modelo teórico. A idéia de que os agentes do mercado financeiro optam por observar a expectativa defasada dos agentes mais bem informados encontra respaldo empírico no Brasil.

Mais ainda, tal como proposto, o peso dado aos agentes *Top-5* cresce quanto menor for a distância até a divulgação do dado. Este resultado é extremamente interessante porque aproxima a maneira como eles constroem suas expectativas do que seria previsto no modelo de expectativas racionais. Em verdade, sob expectativas racionais, não haveria razão para que os agentes olhassem as expectativas dos demais agentes, pois todos captariam toda a informação disponível. Fugimos desta idéia ao sugerir que os agentes possuem conjuntos informacionais distintos. No entanto, o agente menos informado, sabendo das suas limitações, opta por incorporar a informação do agente mais bem informado, ainda que isto só possa ser feito com uma defasagem. Mais ainda, o agente menos informado sabe que, quanto mais próxima estiver a divulgação do dado, mais nítida será a diferença entre os dois agentes<sup>43</sup> e, conseqüentemente, maiores serão

---

<sup>42</sup> Os coeficientes pontuais foram negativos, tal como esperávamos, pois uma surpresa positiva dos juros levaria a uma redução das expectativas de inflação.

<sup>43</sup> Isto ocorre porque o *ranking* que estamos utilizando é de curto prazo.

os ganhos de incorporar a expectativa do *expert*. Dessa maneira, o agente opta racionalmente por aumentar o peso dado às expectativas dos *experts* quando faltam poucas semanas para a divulgação do dado.

Uma conclusão adicional que sugerimos refere-se às possibilidades de incorporação de novas informações por parte dos agentes comuns. Colocando as surpresas da taxa de juros na análise de expectativas de inflação, os resultados se mantêm; cerca de 57% dos agentes reajustam a informação faltando uma semana para a divulgação, mas apenas 3% reajustam faltando 13 semanas para a divulgação. Além disso, a mudança do conjunto informacional advinda da taxa de juros não parece ser significativa.

Diante deste resultado, novos estudos devem incorporar questões de *learning* nas expectativas. Deve ser acrescentado que o horizonte sobre o qual são feitas as expectativas também parece ser um campo fértil e promissor para novos estudos, que tentem incorporar qual o conjunto levado em consideração na formação de expectativas. A possibilidade, por exemplo, de que *Top5* utilizam coleta de preços, ao passo que os demais agentes não o fazem, poderia explicar o uso dos *Top5* apenas quando próximo da divulgação do dado.

### 3.7.

#### Apêndice

Neste apêndice, apresentamos testes de raiz unitária para as séries utilizadas, além de um teste com *rolling-regression* para avaliar se houve alguma mudança no padrão dos coeficientes no tempo.

#### 3.7.1.

##### Estacionariedade

Apresentamos, neste apêndice, os testes de raiz unitária sobre as variáveis utilizadas. Em todas as variáveis rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária a 5%, o que nos permitiu utilizar as variáveis em nível. Apenas no *Top5*, oito semanas antes da divulgação, não foi rejeitado, mas preferimos manter em nível para

uniformizar o tratamento.

Os testes adotados foram de Dickey-Fuller aumentado, com a escolha do número de *lags* através do critério de informação de Schwarz.

Semanas antes da divulgação	Média	Top5
0	0,02	0,03
1	0,03	0,04
2	0,03	0,04
3	0,04	0,03
4	0,03	0,03
5	0,02	0,01
6	0,01	0,01
7	0,01	0,00
8	0,01	0,45
9	0,00	0,00
10	0,00	0,00
11	0,00	0,00
12	0,00	0,00
13	0,00	0,00
14	0,00	0,02
15	0,00	0,00

Tabela 13 – Testes de raiz unitária (p-valor apresentado)

### 3.7.2.

#### Estabilidade no tempo

Para analisar a robustez dos resultados de alteração no coeficiente referente às expectativas defasadas dos *experts* (**Tabela 11**), seguimos a estratégia de definir *rolling regressions* da seguinte maneira: começamos com 30 observações e vamos aumentando a amostra até o fim do período, chegando à amostra utilizada anteriormente. Neste caso, é possível saber, por exemplo, se a crise eleitoral de 2002 estaria afetando nossos resultados. Com o intuito de apresentar como os coeficientes se alteram à medida que aumentamos a amostra, o gráfico abaixo ilustra a parcela referente à média defasada para cada uma das amostras utilizadas. Desse modo, cada corte transversal do gráfico apresenta os coeficientes defasados da média com horizonte até a divulgação do dado de 1, 2,..., 14 semanas.

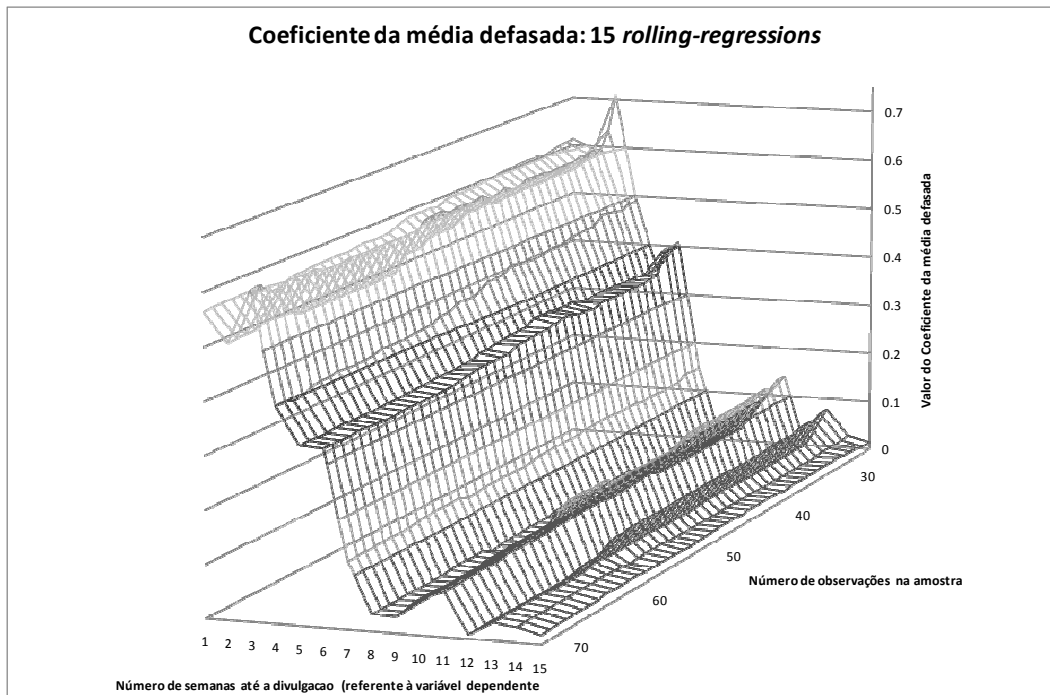


Figura 16 – Estabilidade no tempo dos coeficientes

Como vemos, o padrão geral de que o coeficiente da média defasada aumenta à medida que estamos mais distantes da data de divulgação do dado se mantém por todo o período.