

## Formação das expectativas de inflação no Brasil: racionais, adaptativas ou *sticky information*?

### 2.1.

#### Introdução

O estudo de expectativas de inflação, de forma empírica, sempre foi bastante prejudicado no Brasil, pois não havia uma série confiável e longa para tal estudo. No entanto, desde 2000, com a divulgação das previsões de mercado para algumas das principais variáveis macroeconômicas, este cenário se alterou.

Seguindo o exemplo de autoridades monetárias de outros países que já coletavam as expectativas de inflação como forma de dar transparência à política monetária, o Banco Central do Brasil passou a disponibilizar a média, a mediana e o desvio padrão referentes às expectativas, além de disponibilizar uma série sobre os agentes com as melhores previsões do mercado.

Passados alguns anos do início desta série, é interessante fazer um estudo sobre como, de fato, se comportam as expectativas de mercado para a inflação no Brasil.

Nosso objetivo é tentar entender qual seria a forma de modelagem mais apropriada para as expectativas de inflação no Brasil. Uma primeira hipótese seria que os agentes simplesmente repetem a inflação anterior ao definir a expectativa presente, um caso de expectativas adaptativas. Outra possibilidade, teoricamente mais atraente, é que os agentes utilizam toda a informação disponível ao fazer as novas expectativas; trata-se da teoria de expectativas racionais. Por fim, a última teoria que ilustraremos é a de expectativas sob informação rígida, que sustenta que os agentes de fato utilizam toda a informação disponível, mas não a processam todos os períodos porque há um custo nisso, na linha de Mankiw, Reis e Wolfers (2004).

O presente capítulo contribui em duas dimensões. Em primeiro lugar, avalia o comportamento das expectativas de inflação e, além disso, propõe estimativas

para o grau de rigidez de informação encontrado no Brasil. Os resultados encontrados sugerem que as expectativas de inflação não são racionais e nem adaptativas. A teoria que parece melhor se adequar aos dados é a de *sticky information*, mas, ainda assim, há restrições que nos impedem de afirmar categoricamente que as expectativas no Brasil obedecem a esta teoria. A seção dois apresenta os dados e a forma como construímos nossa série; a seção três elabora uma resenha da literatura concernente ao tema. A seção quatro apresenta os testes sobre as expectativas e, por fim, a seção cinco conclui o capítulo.

## 2.2.

### Dados e construção das séries

Como forma de motivar o estudo, apresentamos, na **Figura 1**, um gráfico que relaciona as expectativas de inflação (mediana Focus/Bacen) e a inflação realizada na frequência mensal.

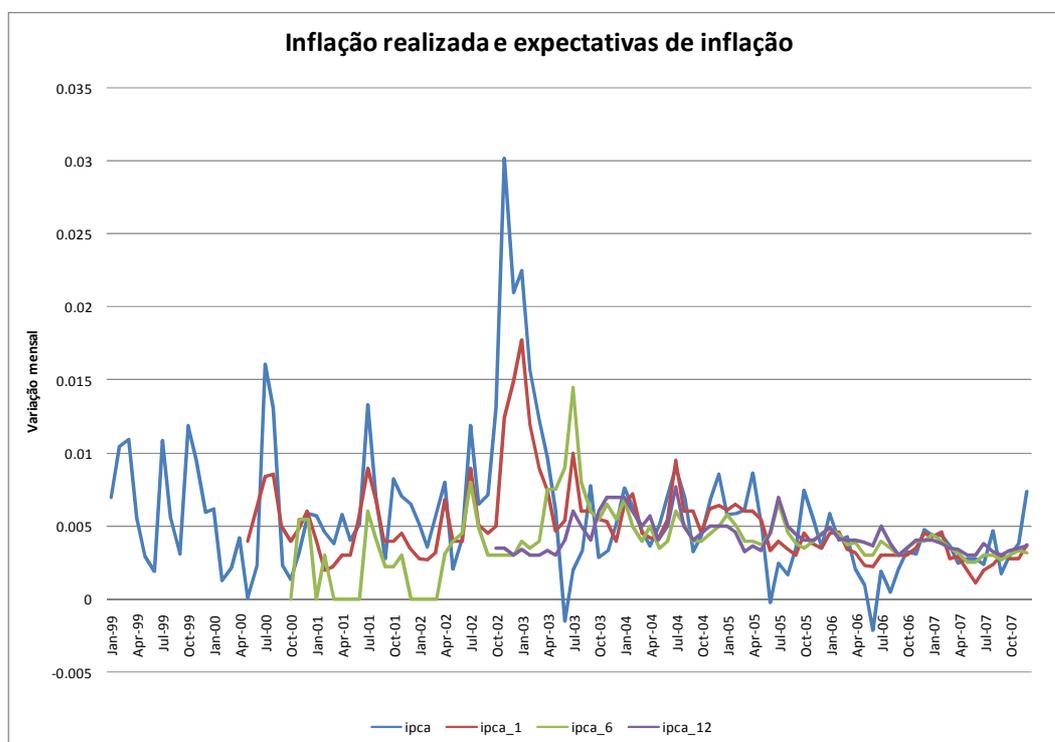


Figura 1 – Inflação Realizada e Expectativas de Inflação

Na **Figura 1**, apresentamos a inflação mensal realizada, assim como as

expectativas referentes ao período apresentado. Para julho de 2004, por exemplo, apresentamos a inflação realizada desse mês, a expectativa para um mês à frente tomada em junho de 2004, a expectativa tomada em janeiro para seis meses à frente e a expectativa tomada um ano antes para doze meses à frente<sup>3</sup>.

A **Figura 1** merece ser destacada por duas razões distintas. Em primeiro lugar, ilustra a metodologia utilizada no artigo. Quando avaliamos as expectativas, que são feitas diariamente, precisamos definir qual é o dia apropriado que tomaremos como base. Notadamente, não é possível definir um dia fixo porque este nem sempre é um dia útil e, mais ainda, como o IPCA não tem uma data definida para sair, poderíamos estar captando dias anteriores ou posteriores à divulgação do dado. Dessa forma, definimos a expectativa tomada um dia após a divulgação do dado realizado. Com isto, garantimos que, ao nos referirmos a um mês de antecedência, isto estará de fato ocorrendo e, mais ainda, os agentes terão o resultado anterior da inflação no momento em que fazem suas previsões. Para dar um exemplo, considere que o resultado do IPCA de março saia no dia dez de abril. Assim, recolheremos a mediana das expectativas do mercado no dia onze de abril, referentes a abril, maio etc. Neste caso, o dado de expectativa entrará como março, pois a expectativa  $t + 1$  se refere a abril. Note que a complicação principal se deve à defasagem da divulgação da série.

Outro ponto extremamente importante quando utilizamos séries de expectativas é identificar melhor como é construída esta série, quem participa etc. A série utilizada, divulgada pelo BCB, é uma pesquisa feita junto às instituições financeiras para saber como as expectativas destes agentes se comportam. Neste estudo, utilizamos a mediana e o desvio padrão das expectativas do mercado do IPCA. A opção pela mediana se deve à observação de que alguns agentes esquecem de fornecer, ou de atualizar, os dados para o Banco Central. Dessa maneira, a média fica muito sensível a esquecimentos que não nos são úteis para este estudo. Obviamente, a opção pela mediana apresenta desvantagens, uma vez que não separa os esquecimentos daquelas flutuações resultantes de atualizações legítimas.

Além do ponto metodológico, é interessante ressaltar como as duas séries se

---

<sup>3</sup> A data de início da coleta das expectativas foi diferente para os distintos horizontes de expectativas, por isto que as séries do gráfico começam em diferentes períodos.

comportam; nitidamente, as expectativas melhoram à medida que o evento objeto da previsão torna-se mais próximo. Veja que a série mais próxima da inflação realizada é a expectativa feita um mês antes, seguida daquela feita seis e doze meses antes, respectivamente. Isto mostra que o aumento da informação tende a tornar as expectativas mais acuradas, tal como a teoria prevê<sup>4</sup>. Mais ainda, o gráfico em si já sugere algumas perguntas que tentaremos responder posteriormente, como, por exemplo, se a expectativa de inflação tende a ter valores mais altos do que a respectiva inflação.

Além das séries referentes às expectativas do IPCA, utilizamos o hiato do produto industrial ajustado sazonalmente a partir do filtro de Hodrick-Prescott, como indicativo do nível de produto, e a média mensal da Selic para a taxa de juros na seção referente à análise de como as expectativas se comportam. A opção pelo índice de produção da indústria como variável de produto se deve ao fato de que a amostra é relativamente curta (a partir de março de 2000), de tal forma que a utilização de dados trimestrais exigida pela variável de PIB importaria uma redução significativa nos dados disponíveis. Além disso, conforme será mais bem descrito posteriormente, é necessário utilizar dados mensais porque o reajuste informacional no Brasil é mais freqüente do que o que a literatura encontra para Estados Unidos e para alguns países da Europa. Assim sendo, ainda que a variável de indústria não represente fidedignamente a economia como um todo, optamos por utilizá-la para manter a periodicidade mensal.

## 2.3.

### Resenha da Literatura

A literatura de expectativas aplicada ao estudo da política monetária floresceu muito nas últimas décadas. Inicialmente, a hipótese dominante nos modelos consistia em dizer que a inflação esperada era igual à inflação anterior (hipótese de expectativas adaptativas). No entanto, esta hipótese mostrava-se bastante falha sob uma série de aspectos. Era natural que as pessoas levassem em conta outras informações, além da realização anterior da variável em questão.

---

<sup>4</sup> O coeficiente de correlação entre a inflação realizada e a expectativa defasada para um mês à frente é 0,81; é o maior coeficiente dentre os horizontes avaliados.

Diante deste desconforto que a teoria de expectativas adaptativas trazia, a teoria de expectativas racionais surgiu sustentando a idéia de que os agentes levavam em consideração, ao definir, por exemplo, a inflação esperada, todo o conjunto informacional a que tinham acesso. Ainda que esta hipótese seja forte, ela mostrou-se muito mais palatável do que a hipótese de expectativas adaptativas.

Basicamente, o estudo de economia monetária das últimas décadas se fundamentou, então, na hipótese de expectativas racionais<sup>5</sup>.

Mais recentemente, com os estudos de Sims (2003) e Mankiw e Reis (2002), surgiu uma nova possibilidade que é a hipótese de *sticky information*<sup>6</sup>. Sem contrariar de frente a hipótese de expectativas racionais, estes artigos elaboram modelos em que há um pequeno custo em reajustar a informação para definir a inflação esperada. Assim sendo, ainda que pudesse levar em consideração a informação a cada instante, o agente prefere manter um conjunto informacional defasado para não incorrer em custos.

O artigo de Mankiw e Reis (2002) é interessante porque mostra que, para termos uma Curva de Phillips, não é necessário que os preços sejam rígidos, basta que a informação seja rígida. Se o agente não reajustar seu conjunto informacional a todo instante, isto levaria a uma Curva de Phillips.

O enfoque de Sims (2003), um pouco diferente, considera que há uma saturação na absorção de informação, de modo que se torna cada vez mais difícil incorporar informação, mesmo que o custo seja baixíssimo. O exemplo clássico que sustenta esta hipótese é a Internet, em que há acesso gratuito a praticamente qualquer dado útil para definir a inflação esperada, mas as pessoas não o fazem porque têm dificuldade em incorporar o dado.

Uma vez conhecendo as teorias, o passo seguinte é compará-las. Para tanto, o artigo de Mankiw, Reis e Wolfers (2004) é um bom ponto de partida. Neste artigo, os autores investigam se as expectativas de inflação nos Estados Unidos seguem a hipótese de expectativas racionais, adaptativas ou *sticky information*, encontrando que a hipótese de *sticky information* parece se confirmar. Outra

---

<sup>5</sup> O artigo seminal é Muth (1961), mas levou cerca de dez anos até que Lucas e Sargent passassem a propagar esta teoria.

<sup>6</sup> Há artigos com interesse microeconômico ou de finanças que avaliam como se comportam as expectativas, como é o caso do artigo de Gabaix et al (2006).

possibilidade empírica é proposta por Gorodnichenko (2006), que apresenta outras formas de testar a teoria de *sticky information*.

## 2.4.

### Expectativas Racionais

Nesta seção, debruçamo-nos sob a hipótese de que as expectativas são racionais. A literatura que testa a racionalidade das expectativas é bastante extensa. Neste sentido, utilizamos Mankiw, Reis e Wolfers (2004) como base para nossos testes empíricos, já que eles fornecem uma série concisa de testes da literatura, mas que abrange várias possibilidades. É importante ressaltar, todavia, que os testes abrangem diferentes dimensões, de modo que a violação de algum deles não nos permite deixar de testar as outras dimensões. Assim sendo, ainda que os primeiros testes já indiquem a violação da hipótese de expectativas racionais, continuamos o estudo para entender a extensão e os principais pontos em que esta teoria não tem aderência no Brasil. Deve ser ressaltado, todavia, que testes de expectativas racionais são generosos, pois requerem apenas o uso eficiente do conjunto informacional ao qual o econometrista teve acesso. Os testes de expectativas racionais dificilmente testam a validade da teoria contra séries verdadeiramente *forward-looking*, que muitas vezes não podem ser captadas econometricamente. Cabe ressaltar, mais uma vez, que introduzimos diferentes horizontes de previsão nos testes.

#### 2.4.1.

### Viés das expectativas

Inicialmente, temos que pensar se existe um erro sistemático nas expectativas, ou seja, se elas possuem um viés para cima ou para baixo, o que violaria a hipótese de expectativas racionais. Isto pode ser aferido realizando-se uma regressão dos erros de expectativas, definidos como [inflação prevista – inflação realizada], sobre uma constante, pois o coeficiente indicaria a média dos erros de expectativas<sup>7</sup>:

---

<sup>7</sup> O objetivo é avaliar se a média dos erros de expectativas é diferente de zero.

$$E_{t-i}(\pi_t) - \pi_t = a \quad \text{Eq. 2-1}$$

Na **Figura 2**, apresentamos qual teria sido essa média para diferentes horizontes de expectativas, variando de um mês à frente até doze meses.

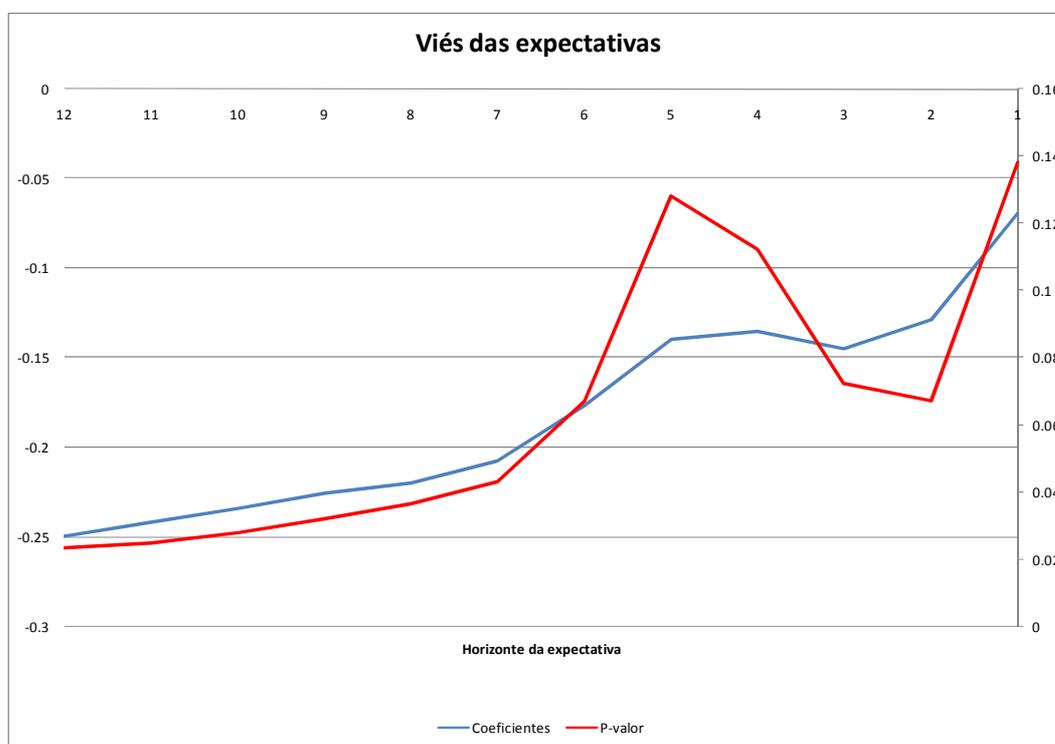


Figura 2 – Viés das expectativas (em função do horizonte expectacional)

Como vemos no gráfico, existe um viés significativamente negativo (inflação maior do que a expectativa), que varia conforme se aproxima do período para o qual se fazem as previsões de inflação<sup>8</sup>. Em primeiro lugar, cabe ressaltar que a maioria dos coeficientes avaliados é significativa a 10%, permitindo-nos, então, sustentar que as expectativas de inflação apresentam um viés negativo. Além disso, conforme se depreende do gráfico, o viés se reduz à medida que o mês para o qual se fazem as previsões se aproxima<sup>9</sup>. Ainda que isto seja verdade, mesmo na previsão de um mês, o viés das expectativas é negativo e significativo. Com isto exposto, vemos que as expectativas de inflação não atendem ao primeiro

<sup>8</sup> Coeficientes multiplicados por 100.

<sup>9</sup> Um ponto sem rigor formal, pois, como as séries são curtas, os intervalos de confiança nos impedem de garantir estatisticamente a diferença dos coeficientes.

teste de expectativas racionais.

A explicação para tal viés, contrário ao que se suporia se faltasse credibilidade no Banco Central, ainda não possui respaldo na literatura. Um primeiro argumento é de que isto significaria que a pesquisa não é de fato verdadeira, pois os agentes gostariam de agradar o Banco Central fornecendo previsões mais baixas, ou tentando não provocar o BC. Além de absurda, esta hipótese não parece ter fundamento porque isto não justificaria a redução do viés à medida que se aproxima a divulgação do dado. Mais ainda, como o Banco Central possui um *ranking* para os agentes que melhor prevêm o índice de inflação, há um incentivo em acertar, e não em agradar o Banco Central.

Uma explicação mais plausível para a presença de um viés sistemático nas expectativas, ainda tentando utilizar a racionalidade dos agentes como teoria subjacente, é que eles foram surpreendidos negativamente repetidas vezes. Dado que a amostra contém dados de 2000 a 2007, não é descabido considerar que as crises do período, com especial ênfase para a crise eleitoral de 2002, podem ter feito com que a inflação fosse sempre maior do que aquela prevista. Mais ainda, isto explicaria a redução do viés à medida que a divulgação do dado se aproxima, pois os agentes incorporariam a crise em seus conjuntos informacionais e elevariam suas expectativas. Uma forma de mostrar que isto pode estar acontecendo é analisar a média das expectativas um mês à frente, dois meses à frente etc.

Média mensal			
$E_t(\text{IPCA}_{t+1})$	0,51%	$E_t(\text{IPCA}_{t+7})$	0,36%
$E_t(\text{IPCA}_{t+2})$	0,45%	$E_t(\text{IPCA}_{t+8})$	0,36%
$E_t(\text{IPCA}_{t+3})$	0,44%	$E_t(\text{IPCA}_{t+9})$	0,35%
$E_t(\text{IPCA}_{t+4})$	0,44%	$E_t(\text{IPCA}_{t+10})$	0,34%
$E_t(\text{IPCA}_{t+5})$	0,42%	$E_t(\text{IPCA}_{t+11})$	0,34%
$E_t(\text{IPCA}_{t+6})$	0,39%	$E_t(\text{IPCA}_{t+12})$	0,33%

Tabela 1 – Média mensal das expectativas

A **Tabela 1** mostra que as médias amostrais para as expectativas mais próximas da divulgação do dado tendem a ser maiores, corroborando a hipótese da existência de choques inflacionários inesperados.

## 2.4.2.

### Informação das previsões

A hipótese de expectativas racionais é muito mais forte do que meramente a ausência de um viés sistemático. Cabe dizer que, ainda que o teste anterior tenha “reprovado” a hipótese de expectativas racionais, há a possibilidade de que a existência de múltiplos choques inflacionários inesperados seja responsável pela “reprovação”, pois a amostra é curta. Assim, caberia prosseguir com outros testes. Dessa forma, seguimos testando, então, se toda a informação contida nas expectativas de inflação é de fato utilizada. A literatura aborda esse aspecto com a inclusão dos erros de expectativa como variável dependente e, como variáveis independentes, uma constante e a mediana das expectativas. Se encontrarmos valores significantes nos coeficientes, as expectativas de inflação ajudariam a prever os erros de expectativas, o que violaria a hipótese de expectativas racionais. A equação seria então:

$$\pi_t - E_{t-i}(\pi_t) = a + b[E_{t-i}(\pi_t)] \quad \text{Eq. 2-2}$$

A **Tabela 2** apresenta os valores desta equação para expectativas variando de um a doze meses antes da inflação ser divulgada.

i	a*	b	R <sup>2</sup> ajustado	i	a*	b	R <sup>2</sup> ajustado
t+1	-0,14	0,42	0,12	t+7	0,64	-1,17	0,25
p-valor	0,00	0,03		p-valor	0,00	0,00	
t+2	0,02	0,25	0,00	t+8	0,64	-1,16	0,26
p-valor	0,00	0,67		p-valor	0,00	0,00	
t+3	0,26	-0,26	0,00	t+9	0,62	-1,11	0,22
p-valor	0,00	0,66		p-valor	0,00	0,00	
t+4	0,44	-0,70	0,05	t+10	0,66	-1,23	0,23
p-valor	0,00	0,11		p-valor	0,00	0,00	
t+5	0,56	-0,98	0,12	t+11	0,66	-1,24	0,22
p-valor	0,00	0,00		p-valor	0,00	0,00	
t+6	0,58	-1,02	0,18	t+12	0,68	-1,30	0,22
p-valor	0,00	0,00		p-valor	0,00	0,00	

\* - valores multiplicados por 100

Tabela 2 – Erros expectacionais e expectativas defasadas

Cabe ressaltar, todavia, que este teste ainda é mais fraco do que a teoria de

expectativas racionais advoga. Enquanto a teoria exige o uso de toda a informação disponível, neste teste só estamos demandando o uso da própria informação referente às expectativas.

Conforme se depreende da tabela, os valores são significantes para todos os horizontes de expectativas, exceto expectativas de dois, três e quatro meses à frente. Mais ainda, vemos que a constante, que retrata a média condicional dos erros de expectativas, é sempre positiva, exceto na previsão de um mês. Assim sendo, o mero conhecimento da mediana das expectativas reduz os erros de previsão; a informação das previsões não está sendo completamente utilizada.

Um último ponto que deve ser comentado refere-se às defasagens das expectativas como variável independente. Apesar de isto não ser tratado com maior rigor, o caso brasileiro permite acreditar que os agentes conhecem a expectativa contemporânea do mercado no momento de formar suas expectativas. Esta hipótese, retratada na equação acima, pode ser muito forte para outros países, mas, para o caso brasileiro, não parece tão fora de propósito, pois as expectativas do mercado são divulgadas com no máximo uma semana de atraso. Desse modo, a idéia de que os agentes conhecem a expectativa “contemporânea” do mercado parece ter maior embasamento no Brasil do que nos demais países, apesar de este teste ser utilizado sem o devido cuidado.

### 2.4.3.

#### Correlação dos erros de expectativas

Outra abordagem extremamente relevante ao analisar a teoria de expectativas racionais é tentar entender se existe alguma correlação entre os erros de expectativas. Nestes testes, tentamos avaliar se o erro de expectativa passado pode prever o erro presente, indicando que nem toda informação estaria sendo utilizada, levando-nos a violar a hipótese de expectativas racionais:

$$\pi_t - E_{t-i}(\pi_t) = a + b[\pi_{t-i} - E_{t-2i}(\pi_{t-i})] \quad \text{Eq. 2-3}$$

Apenas para melhor ilustrar a regressão que estamos construindo, considere a expectativa para quatro meses à frente. Queremos saber se o erro da expectativa

de quatro meses à frente pode ser explicado pelo erro da expectativa tomada quatro meses atrás, ou seja, a expectativa tomada oito meses atrás para o dado divulgado quatro meses atrás. Apesar de parecer um pouco complexo, a utilização de um teste em que não há *overlap* das séries é importante para que possamos argumentar que o erro passado era de fato conhecido ao determinar a expectativa contemporânea utilizada na variável dependente.

Mais uma vez, apresentamos os resultados de previsão para o horizonte de um a doze meses na **Tabela 3**.

i	a*	b	R <sup>2</sup> ajustado	i	a*	b	R <sup>2</sup> ajustado
t+1	0,04	0,50	0,25	t+7	0,22	-0,14	0,01
p-valor	0,00	0,00		p-valor	0,00	0,45	
t+2	0,08	0,34	0,11	t+8	0,19	-0,06	-0,01
p-valor	0,00	0,02		p-valor	0,00	0,78	
t+3	0,10	0,23	0,04	t+9	0,17	0,07	-0,01
p-valor	0,00	0,05		p-valor	0,00	0,74	
t+4	0,12	0,15	0,01	t+10	0,15	0,13	0,00
p-valor	0,00	0,25		p-valor	0,00	0,44	
t+5	0,17	-0,07	-0,01	t+11	0,16	0,09	0,00
p-valor	0,00	0,65		p-valor	0,00	0,62	
t+6	0,20	-0,15	0,01	t+12	0,14	0,14	0,01
p-valor	0,00	0,36		p-valor	0,00	0,47	

\* - valores multiplicados por 100

Tabela 3 – Correlação dos erros de expectativas

Em primeiro lugar, deve ser ressaltado que há coeficientes significantes, assim como não significantes, no que se refere aos erros passados das expectativas. No entanto, não é possível inferir um padrão comum para os diferentes horizontes de expectativa. Basicamente, parece haver correlação para horizontes curtos, mas esta correlação desaparece em horizontes mais longos. Cabe ressaltar que se perdem rapidamente graus de liberdade à medida que o horizonte cresce, o que favorece a não significância dos coeficientes estimados.

Ainda que não consigamos encontrar tal padrão ou mesmo abstenho-nos de maiores conclusões sobre a estrutura de autocorrelação dos erros de previsão, a significância em si do coeficiente já nos permite dizer que os erros de previsão são persistentes e, dessa forma, que as expectativas não utilizam toda a informação disponível, contrariando a teoria de expectativas racionais mais uma vez.

#### 2.4.4.

#### Informação Pública Disponível

Por fim, como último teste da presença de expectativas racionais, precisamos saber se as expectativas levam em conta toda a informação pública disponível. Contudo, vemos se alguma das principais variáveis macroeconômicas ajuda a prever o erro de expectativa. Neste aspecto, o mais apropriado seria utilizar, como variável que medisse o produto, o PIB. No entanto, para evitarmos perder a periodicidade mensal, utilizamos o hiato do produto industrial como medida de produto. Seguindo Mankiw, Reis e Wolfers (2004), nossas variáveis que representam as condições macroeconômicas são a inflação, a Selic e o hiato do produto industrial a partir do filtro HP, defasados de um período em relação à expectativa que se toma para garantir que já foram divulgados. A regressão a ser feita é:

$$\pi_t - E_{t-i}(\pi_t) = a + b[E_{t-i}(\pi_{t-i})] + c[\pi_{t-i-1}] + d(\text{selic})_{t-i-1} + e(\text{hiato})_{t-i-1} \quad \text{Eq. 2-4}$$

Na **Tabela 4** é apresentada a equação 2-4 para diferentes horizontes de previsão.

i	a	b	c	d	e	R <sup>2</sup> ajustado	Significância Conjunta (b=c=d=e=0)
t+1	0,00	0,56	-0,03	0,00	0,00	0,16	0,00
p-valor	0,19	0,03	0,05	0,89	0,99		
t+2	0,00	0,32	-0,02	0,02	0,13	0,03	0,22
p-valor	0,18	0,55	0,07	0,28	0,11		
t+3	0,00	-0,29	-0,01	0,03	0,17	0,03	0,05
p-valor	0,09	0,63	0,41	0,11	0,12		
t+4	0,00	-0,71	0,00	0,04	0,04	0,04	0,01
p-valor	0,06	0,12	0,93	0,06	0,66		
t+5	0,00	-0,98	0,01	0,02	-0,01	0,10	0,00
p-valor	0,05	0,01	0,73	0,37	0,92		
t+6	0,00	-0,92	0,02	0,03	-0,16	0,17	0,00
p-valor	0,13	0,00	0,22	0,11	0,09		
t+7	0,00	-1,20	0,02	0,01	-0,05	0,23	0,00
p-valor	0,17	0,00	0,29	0,65	0,50		
t+8	0,00	-1,24	0,02	0,01	0,01	0,24	0,00
p-valor	0,22	0,00	0,39	0,79	0,95		
t+9	0,00	-1,21	0,01	-0,01	0,02	0,20	0,00
p-valor	0,19	0,00	0,48	0,78	0,87		
t+10	0,01	-1,52	0,00	-0,06	0,13	0,25	0,00
p-valor	0,09	0,00	0,92	0,15	0,22		
t+11	0,01	-1,75	-0,02	-0,10	0,30	0,32	0,00
p-valor	0,05	0,00	0,52	0,06	0,01		
t+12	0,01	-1,70	-0,01	-0,10	0,18	0,32	0,00
p-valor	0,13	0,00	0,71	0,17	0,17		

Tabela 4 – Informação pública disponível

Ainda que alguns dos coeficientes referentes à inflação, expectativa de inflação, juros ou IPF defasados não sejam significantes, a hipótese conjunta de que os quatro são nulos é rejeitada em quase todos os horizontes de expectativas. Isto nos permite a interpretação de que variáveis macroeconômicas que os agentes conheciam quando fizeram as expectativas ajudam a reduzir os erros de previsão. Desse modo, pode-se dizer que a mediana das previsões de inflação não leva em conta adequadamente toda a informação recente disponível<sup>10</sup>.

Outra abordagem para interpretar esta tabela de coeficientes é proposta por Ball e Croushore (1995). Sob a hipótese nula de que um aumento da Selic leva a uma redução da inflação, ao encontrarmos coeficientes significativamente negativos para juros, podemos dizer que os agentes estão reagindo de forma exagerada às notícias de mudança dos juros. De forma análoga, um aumento do

<sup>10</sup> Criamos uma série de ruído branco e avaliamos se o desvio entre a inflação e o ruído depende do ruído, da inflação defasada, da taxa de juros defasada e do hiato do produto defasado. Os resultados indicam que rejeitamos a hipótese nula de que os coeficientes são significantes em todos os horizontes.

hiato do produto, que levaria a um aumento da inflação, com coeficientes positivos, mostra que os agentes estão reagindo de forma tímida às notícias desta série<sup>11</sup>.

## 2.5.

### Expectativas Adaptativas

Uma vez testada a teoria de expectativas racionais, é importante saber, então, se as previsões respeitam o que a teoria de expectativas adaptativas sugeriria. Vale lembrar que, para respeitá-la, deveríamos encontrar que as expectativas seriam explicadas apenas por valores defasados da inflação. Assim, uma forma de testar esta teoria é colocando, por exemplo, além das defasagens da inflação como variáveis independentes, juros e hiato do produto industrial na regressão.

É importante ressaltar que estamos utilizando o conceito de teoria de expectativas adaptativas fraca, uma vez que a hipótese é que apenas a inflação passada contribua para explicar a inflação atual, e não toda informação passada. A analogia adotada é com o conceito de eficiência fraca na teoria de finanças, em que os preços incorporam toda a informação passada dos próprios preços<sup>12</sup>. Note, no entanto, que os testes para expectativas adaptativas, neste sentido, são “mesquinhos”, pois só admitem projeções univariadas.

Se encontrarmos coeficientes estatisticamente diferentes de zero para juros, por exemplo, isto significaria que os agentes observam outras variáveis que não as defasagens de inflação ao fazer expectativas, o que violaria a hipótese de expectativas adaptativas.

Uma questão importante ao realizarmos a regressão das expectativas adaptativas é definir quantas defasagens da inflação os agentes estariam olhando ao definir suas previsões. Para evitar a perda de dados, supusemos três *lags*. Assim, a regressão que vamos fazer é:

---

<sup>11</sup> No mercado financeiro, há a crença de que as expectativas dependem fortemente das projeções cambiais.

<sup>12</sup> Ross, Jaffe e Westerfield (2005), p. 353.

$$E_t(\pi_{t+i}) = a + b\pi_{t-1} + c\pi_{t-2} + d\pi_{t-3} + e\pi_{t-4} + f(\text{hiato})_{t-1} + g(\text{selic})_{t-1} \quad \text{Eq. 2-5}$$

Como não estamos interessados em saber o coeficiente referente a cada uma das defasagens, apresentamos o p-valor de um teste conjunto em que os coeficientes das defasagens são nulos.

i	a	b	c	d	e	f	g	b = c = d = e = 0 (p-valor)	f = g = 0 (p-valor)
t+1	0,00	0,22	-0,04	0,06	-0,04	0,03	0,03	0,17	0,00
p-valor	0,35	0,09	0,58	0,51	0,49	0,10	0,00		
t+2	0,00	0,09	-0,01	0,01	0,06	0,02	0,02	0,25	0,01
p-valor	0,84	0,13	0,73	0,89	0,28	0,11	0,00		
t+3	0,00	0,04	-0,02	0,11	0,00	0,02	0,02	0,21	0,00
p-valor	0,80	0,21	0,41	0,03	0,96	0,05	0,00		
t+4	0,00	0,03	0,10	-0,03	0,10	0,00	0,01	0,04	0,14
p-valor	0,41	0,38	0,03	0,50	0,16	0,62	0,05		
t+5	0,00	0,18	-0,07	0,11	-0,04	0,00	0,02	0,01	0,01
p-valor	0,72	0,00	0,14	0,24	0,43	0,70	0,01		
t+6	0,00	0,13	0,08	0,00	-0,04	-0,01	0,01	0,05	0,02
p-valor	0,69	0,02	0,47	0,94	0,50	0,26	0,03		
t+7	0,00	0,19	0,02	-0,03	0,06	-0,02	0,01	0,04	0,05
p-valor	0,38	0,10	0,74	0,57	0,29	0,14	0,35		
t+8	0,00	0,19	-0,05	0,03	0,09	-0,02	0,00	0,05	0,41
p-valor	0,19	0,04	0,35	0,55	0,18	0,31	0,85		
t+9	0,00	0,11	-0,04	0,17	-0,04	-0,03	0,00	0,06	0,19
p-valor	0,09	0,10	0,50	0,08	0,54	0,11	0,75		
t+10	0,00	0,09	0,07	0,03	-0,01	-0,03	0,00	0,08	0,09
p-valor	0,05	0,13	0,27	0,55	0,84	0,05	0,76		
t+11	0,00	0,16	-0,03	0,02	0,02	-0,03	0,00	0,01	0,09
p-valor	0,05	0,01	0,57	0,54	0,59	0,05	0,83		
t+12	0,00	0,10	-0,02	0,06	-0,02	-0,03	0,01	0,17	0,11
p-valor	0,14	0,12	0,69	0,23	0,67	0,11	0,52		

Tabela 5 – Teste de expectativas adaptativas

Inicialmente, veja que a constante não é significativa na maioria das especificações, indicando que a média condicional da expectativa da inflação é nula. Além disso, a inclusão de defasagens da inflação parece ser bastante significativa, o que poderia, em princípio, sugerir um ponto a favor da teoria das expectativas adaptativas de inflação. Este resultado fica mais claro quando realizamos um teste de significância conjunta em que todos os coeficientes referentes às quatro defasagens da inflação são avaliados se são iguais a zero. Conforme mostra o resultado da coluna (b = c = d = e = 0), rejeitamos esta hipótese para quase todos os horizontes. No entanto, esta teoria garante que, não só se observam as inflações anteriores, como apenas estas são relevantes na

determinação das previsões<sup>13</sup>. Assim, como a hipótese conjunta de que os coeficientes do hiato do produto industrial e dos juros são nulos é rejeitada (veja o p-valor da coluna referente à significância conjunta destas variáveis), conclui-se que a teoria das expectativas adaptativas não é confirmada. Se, por um lado, os agentes de fato olham as taxas de inflação anteriores, por outro, também observam juros e produto, o que invalida a teoria de expectativas adaptativas na forma fraca.

## 2.6.

### ***Sticky Information***

As seções anteriores, que trataram dos testes referentes às teorias de expectativas racionais e adaptativas, mostraram que as séries para o Brasil não parecem obedecer a nenhuma das duas teorias. Dessa forma, um estudo utilizando a literatura mais recente de *sticky information* torna-se oportuno. Baseado no fato de que as pessoas demoram alguns períodos para reajustar a informação, passamos a nos preocupar com a dispersão das expectativas, além da mediana.

Com relação à literatura de *sticky information*, cabe ressaltar que ainda são poucos os artigos empíricos, ainda que seja uma literatura que nitidamente vem crescendo nos últimos anos. Por um lado, Mankiw, Reis e Wolfers (2004) encontram que as expectativas nos Estados Unidos parecem se adequar bem à teoria de informação rígida. Por outro lado, Gorodnichenko (2006) mostra que esta teoria não adere bem ao comportamento empírico das expectativas do *Michigan Survey of Consumers*.

### 2.6.1.

#### **Motivação**

Como motivação para o estudo de rigidez de informação, vamos dar um exemplo. Suponha que a economia esteja em seu estado de equilíbrio e nele permaneça. Se nada ocorrer nesta economia, o fato de que os agentes não alteram

---

<sup>13</sup> É importante ressaltar que estamos utilizando o conceito de teoria de expectativas adaptativas em sua forma fraca.

suas expectativas por alguns períodos não desempenha qualquer papel, e a dispersão das expectativas tende a ser zero. Imagine então o caso oposto, em que uma economia sofre diversos choques, de modo que as expectativas alteram-se constantemente. O fato de que o agente não pode rever suas expectativas a todo instante faz com que a dispersão das expectativas neste caso seja bastante grande. Assim, esta teoria correlaciona a dispersão das expectativas com o estado geral da economia.

De maneira mais formal, podemos fazer a regressão da dispersão das expectativas na inflação e no produto para captar o estado da economia. Além disso, incluímos duas variáveis a mais: a variação da inflação ao quadrado e a variação do produto ao quadrado. Esta opção se deve ao fato de que as duas variáveis ao quadrado estão ligadas às volatilidades inerentes à economia e, conforme explicamos, o aumento da volatilidade estaria ligado à dispersão das expectativas.

Dessa forma, a equação estimada torna-se:

$$d.p.[E_t(\pi_{t+i})] = a + b\pi_t + c(hiato)_t + d(\pi_t - \pi_{t-1})^2 + e(hiato_t - hiato_{t-1})^2 \quad \text{Eq. 2-6}$$

Os resultados são apresentados na **Tabela 6**:

i	a	b	c	d	e
t+1	0,00	0,32	-0,01	11,77	1,49
p-valor	0,00	0,00	0,44	0,14	0,14
t+2	0,00	0,12	-0,01	6,70	0,48
p-valor	0,00	0,01	0,48	0,07	0,47
t+3	0,00	0,15	-0,01	-1,65	0,19
p-valor	0,00	0,00	0,36	0,65	0,69
t+4	0,00	0,15	-0,02	-0,96	0,31
p-valor	0,00	0,02	0,20	0,84	0,44
t+5	0,00	0,15	-0,02	-0,96	0,31
p-valor	0,00	0,02	0,20	0,84	0,44
t+6	0,00	0,27	-0,03	-17,15	0,88
p-valor	0,00	0,01	0,03	0,02	0,20
t+7	0,00	0,23	-0,05	-5,72	1,01
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,46	0,22
t+8	0,00	0,22	-0,04	3,45	0,63
p-valor	0,00	0,00	0,01	0,80	0,41
t+9	0,00	0,21	-0,04	-6,26	1,43
p-valor	0,00	0,00	0,02	0,44	0,19
t+10	0,00	0,19	-0,04	-10,34	1,01
p-valor	0,00	0,00	0,02	0,09	0,20
t+11	0,00	0,19	-0,04	-9,34	0,40
p-valor	0,00	0,00	0,02	0,16	0,53
t+12	0,00	0,18	-0,04	-7,36	0,52
p-valor	0,00	0,00	0,03	0,31	0,44

Tabela 6 – Testes sobre o desvio padrão

A partir da **Tabela 6**, podemos delinear alguns fatos estilizados que relacionem a dispersão das expectativas de inflação com variáveis macroeconômicas. Em primeiro lugar, parece haver uma relação positiva entre a dispersão das expectativas e o nível de inflação corrente, tal como encontrado em Mankiw, Reis e Wolfers (2004) para os dados norte-americanos. Além disso, não há evidência clara de que haja alguma relação entre a dispersão das expectativas e o hiato do produto, ainda que, para alguns horizontes de expectativas, identifique-se uma relação negativa, corroborando outro ponto daquele artigo. As variáveis referentes à variabilidade do produto e da inflação mostraram-se, para alguns horizontes, positivas, mas de modo geral não são significantes.

Relacionando os resultados encontrados com aqueles previstos pela teoria de *sticky information*, encontramos pontos em consonância, mas também alguns resultados não esperados. A dispersão está correlacionada com a inflação, fato este que não é previsto pela teoria, pois é plenamente factível e possível que os

agentes antevejam, como inflação de *steady-state*, um valor positivo, invalidando este resultado. Isto significa que, se a economia tivesse, como estado de equilíbrio, uma inflação alta, isto geraria uma dispersão nas expectativas, resultado que a teoria não corrobora.

Torna-se ainda mais interessante porque confirma o resultado de Mankiw, Reis e Wolfers (2004). No entanto, o fato de que a dispersão das expectativas cresce com o aumento da variabilidade da inflação é um dos principais pontos da literatura de *sticky information* e não é confirmado nos dados brasileiros.

Gorodnichenko (2006) sugere um teste semelhante ao que foi proposto nesta seção para avaliar a teoria de rigidez de informação. O autor sugere um método “livre de modelo”, o que sem dúvida é atraente. Constrói-se um VAR macroeconômico estrutural, com a decomposição de Cholesky, e utilizam-se os resíduos da equação de juros como choque monetário. A partir de então, regride-se o desvio padrão das expectativas contra o choque monetário. Sob *sticky information*, haveria uma relação, indicando que um choque monetário, seja positivo ou negativo, aumentaria o desvio padrão. A maior objeção que podemos fazer à utilização de um procedimento de dois estágios é a hipótese de que o desvio padrão não entra no vetor auto-regressivo. Além disso, ainda que o autor se preocupe com a possibilidade de que outras teorias também possam explicar esta relação, parece haver ainda desconfiança de que os resultados sejam advindos puramente de *sticky information*.

Uma possibilidade que não é livre de problemas, mas ainda parece ser mais correta do que Gorodnichenko (2006), é colocar o desvio padrão no vetor auto-regressivo e avaliar a função de resposta a impulso dos juros sobre o desvio padrão. A **Figura 3** ilustra a função de resposta a impulso, sob a hipótese de Cholesky em um VAR com duas defasagens com a seguinte ordenação: hiato do produto industrial dessazonalizado, inflação, juros, câmbio e desvio padrão das expectativas um mês à frente.

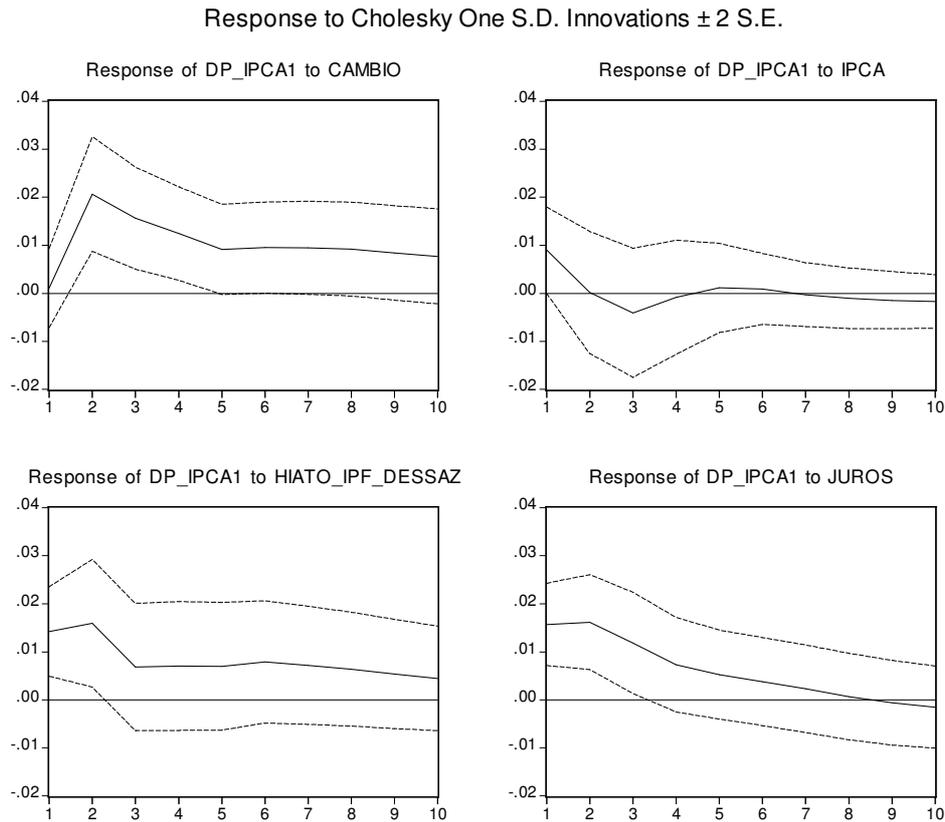


Figura 3 – Análise das funções de resposta a impulso do desvio padrão das expectativas

Conforme pode ser visto na **Figura 3**, o desvio padrão aumenta quando há algum choque macroeconômico, tal como advogado pela literatura de *sticky information*. No entanto, uma análise mais rigorosa será feita posteriormente. Estas evidências devem ser vistas como motivação para um teste mais completo da literatura de rigidez de informação.

## 2.6.2.

### Metodologia para a hipótese de *sticky information*

A maior desconfiança que devemos ter ao utilizar uma equação de desvio padrão, como apresentada anteriormente, é pensar quais outras teorias poderiam ajudar a explicar este resultado. Nesse sentido, a teoria que se refere à incerteza quanto ao verdadeiro modelo poderia ser utilizada. Considere, por exemplo, que há um choque na economia. A dispersão poderia advir de duas razões: heterogeneidade advinda de uma discordância *cross-section*, ou seja, os agentes

discordam quanto à resposta da economia a este choque, ou heterogeneidade advinda de uma discordância *time-series*, em que as expectativas são tomadas em diferentes pontos do tempo, e por isto seriam diferentes.

A maneira pela qual conseguimos separar as duas teorias é utilizando Mankiw, Reis e Wolfers (2004). O Banco Central divulga o desvio padrão da expectativa de inflação, que servirá, neste estudo, como medida de dispersão das expectativas. No entanto, não sabemos qual é a verdadeira fonte deste desvio padrão: heterogeneidade entre os agentes ou rigidez de informação<sup>14</sup>.

Para tanto, o objetivo é construir uma série hipotética, sob a hipótese nula de *sticky information*, e compará-la com os resultados encontrados. Se as séries forem substancialmente distintas, poderemos rejeitar a hipótese de *sticky information*; caso contrário, deveremos aceitá-la.

Construímos as séries teóricas de informação rígida a partir, diretamente, das hipóteses do modelo de Mankiw e Reis (2002). Em primeiro lugar, sabemos que, quando um agente reajusta suas expectativas, então ele segue a teoria de expectativas racionais, ou seja, utiliza toda a informação disponível. No entanto, ele não faz isto a todo o momento. Dessa maneira, seguindo a literatura, utilizamos a metodologia de vetores auto-regressivos para encontrar as expectativas "racionais" dos agentes. A idéia, basicamente, é que o vetor auto-regressivo com as principais variáveis macroeconômicas (inflação, produto, juros e câmbio) resumiria o comportamento da economia e, como tal, seria utilizado para a previsão. No entanto, para encontrar a expectativa de um período qualquer, devemos levar em consideração o fato de que não podemos utilizar o VAR com dados ainda não divulgados para estimação e previsão. Desse modo, fazemos *rolling-vars*, em que a cada mês estimamos o VAR com o novo dado divulgado e calculamos novas previsões.

Uma vez tendo encontrado a expectativa racional do agente naquele instante, é preciso considerar o fato de que os agentes não reajustam as expectativas a todo instante. Para facilitar o entendimento, considere o seguinte exemplo: queremos prever a inflação para setembro de 2003. Em outubro de

---

<sup>14</sup> Artigos que abordam incerteza com relação ao verdadeiro modelo, como proposto por Hansen, Sargent, Turmuhambetova e Williams (2006), são exemplos desta vertente que se interessa por heterogeneidade *cross-section*.

2002, por exemplo, estima-se um VAR com os dados disponíveis em outubro de 2002 e, a partir de então, calcula-se a previsão para setembro de 2003. Alguns agentes optarão por utilizar estas expectativas, ao passo que outros reajustarão as expectativas. Dentre os que reajustam, alguns o farão em junho de 2003. Desse modo, estimamos um VAR até junho de 2003 e encontramos a previsão para setembro de 2003. Dessa forma, temos expectativas para um dado mês tomadas em diferentes instantes do tempo.

O passo seguinte é definir como agregar estas medidas de expectativas tomadas em diferentes instantes. Seguindo a metodologia de Mankiw e Reis (2002), supomos que há uma parcela constante de pessoas que alterem suas expectativas a cada instante. Por exemplo, suponha que 10% das pessoas reajustem suas expectativas a cada instante. Desse modo, a probabilidade de que seja utilizada a expectativa de junho de 2003 para a inflação de julho de 2003 é de 10%, ao passo que a probabilidade que seja de maio de 2003 é de 9%, de abril de 2003 é de 8,1% etc. A utilização desta ponderação, micro-fundamentada em Reis (2006), possui um problema para os dados brasileiros. Uma vez que a probabilidade vai caindo, mas nunca atinge zero, é preciso que tenhamos um horizonte de expectativas muito grande. No entanto, como a amostra é reduzida, é necessário truncar a amostra. Além disso, outro problema grave é a definição de pesos para as expectativas. Não há resultados para o Brasil com relação ao percentual de firmas que reajustem suas expectativas a cada instante do tempo, o que torna a definição da ponderação bastante sensível. Note-se que, por Reis (2006), a frequência de reajuste de informação seria maior para o Brasil do que para os Estados Unidos, uma vez que o Brasil sofre mais choques<sup>15</sup>. Para evitar este tipo de erro, construímos uma metodologia apresentada na seção seguinte.

Com as expectativas obtidas em diferentes pontos do tempo e os respectivos pesos destas, o próximo passo é comparar estas expectativas obtidas sob a hipótese nula do modelo de *sticky information* com aquelas apresentadas no *survey* do Banco Central. Mais uma vez, construímos dois testes: média e desvio padrão. Em ambos os testes, propomos duas perguntas; em primeiro lugar, queremos saber se as duas séries se comportam da mesma maneira. A segunda

---

<sup>15</sup> Guillén e Vereda (em andamento) propõem um teste para avaliar se este resultado de Reis (2006) é observado empiricamente.

pergunta que fazemos refere-se ao comportamento destas séries com as demais variáveis macroeconômicas, tentando identificar se a série teórica e a série do *survey* reagem da mesma maneira a choques macroeconômicos.

### 2.6.3.

#### Vetor auto-regressivo utilizado para previsão

Nesta seção, apresentamos os resultados obtidos utilizando a metodologia descrita na seção anterior. Em primeiro lugar, é necessário definir o VAR empregado na estimação. O critério *bayesiano*, SBIC, foi usado para escolher o número de defasagens a ser utilizada. A tabela abaixo ilustra a escolha:

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-16,08	-15,97	-16,04
1	-22,62	-22,08	-22,40
2	-23,64	-22,67*	-23,25*
3	-23,67	-22,28	-23,11
4	-23,68	-21,85	-22,94
5	-23,76*	-21,50	-22,85
6	-23,66	-20,97	-22,58
7	-23,66	-20,54	-22,40
8	-23,71	-20,16	-22,28
9	-23,62	-19,64	-22,01
10	-23,35	-18,94	-21,57
11	-23,57	-18,73	-21,61
12	-23,69	-18,42	-21,56

\* indica a defasagem ótima através do método referente à coluna avaliada

AIC: critério de informação de Akaike

SC: critério de informação de Schwarz

HQ: critério de informação de Hannan-Quinn

Tabela 7 – Critério de informação de Schwarz

A partir da **Tabela 7**, utilizamos duas defasagens; em virtude do número limitado de observações, há de se ter parcimônia na escolha do número de defasagens, razão para se privilegiar o critério de informação de Schwarz.

Uma maneira de ilustrar a capacidade preditiva do vetor auto-regressivo empregado é apresentando um gráfico comparando as previsões com a inflação realizada. Note que esta previsão não supõe a utilização de rigidez de informação, apenas queremos mostrar a capacidade preditiva pontual do vetor auto-regressivo, uma vez que será isto que usaremos para construir as séries de expectativas.

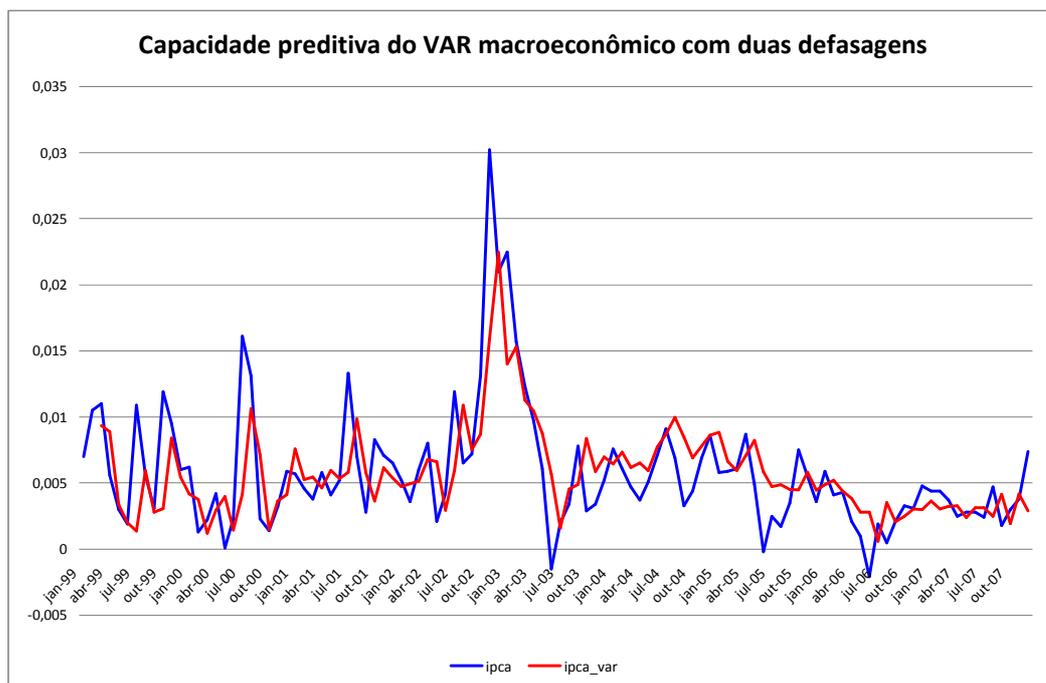


Figura 4 – Capacidade Preditiva do VAR

É interessante perceber que, de modo geral, o comportamento da previsão do VAR adere bem aos resultados da inflação<sup>16</sup>.

A previsão obtida no VAR supõe que não há rigidez de informação, isto é, a previsão é fruto da atualização mensal das estimações, o que vai de encontro à teoria. Em suma, a teoria suporia que há agentes utilizando a estimação mais atualizada do vetor auto-regressivo para construir previsões, mas também há agentes que utilizam estimações defasadas dos VARs. Desse modo, a previsão do VAR apresentada anteriormente é o caso extremo em que todos os agentes utilizam a informação mais recente.

#### 2.6.4.

#### A escolha da ponderação ótima

Prosseguindo no estudo, devemos definir qual a parcela de agentes que reajusta o conjunto informacional a cada instante. Conforme foi mencionado anteriormente, é muito difícil estipular uma parcela de agentes que reajuste a cada

<sup>16</sup> O erro quadrático médio é 0,000013, ao passo que o erro percentual médio é 0,7%.

período. Desse modo, propomos dois métodos para definir a ponderação observada no Brasil: Mankiw, Reis e Wolfers (2004) e Khan e Zhu (2006).

#### 2.6.4.1.

#### **A ponderação utilizando as séries de expectativas**

A determinação da parcela de firmas que reajustam o conjunto informacional a cada instante do tempo é extremamente importante quando queremos avaliar teorias de rigidez de informação. Mankiw, Reis e Wolfers (2004) sugerem um método para os Estados Unidos a partir do conceito de informação rígida.

Utilizando variáveis trimestrais, os autores obtêm expectativas “racionais” para as variáveis utilizadas: taxa de juros, inflação e hiato do produto a partir do filtro de Hodrick-Prescott. Com base nestas expectativas, os autores calculam, maximizando a correlação entre a dispersão das séries, qual ponderação de expectativas construídas melhor se adequaria às expectativas observadas. Desse modo, o que se sugere é que a série de expectativas observada é fruto de expectativas defasadas. Basta, então, avaliar qual seria a ponderação que maximizaria a correlação entre as séries. Os autores encontram que a ponderação mais próxima para os Estados Unidos é 0.08, indicando que uma firma reajusta, em média, seu conjunto informacional a cada 12.5 meses.

Neste estudo, utilizamos um argumento próximo do proposto por Mankiw, Reis e Wolfers (2004), que se baseia nas expectativas pontuais, ao invés da dispersão destas. Nosso objetivo é saber qual seria a ponderação de expectativas “racionais” defasadas que minimizaria o erro quadrático médio para a série de expectativas observadas.

Os resultados deste método serão apresentados posteriormente.

### 2.6.4.2.

#### A ponderação a partir da Curva de Phillips

Um outro método de avaliação do reajuste informacional é proposto em Khan e Zhu (2006). Abaixo, apresentamos a Curva de Phillips sob rigidez de informação para entender o teste proposto por estes autores.

$$\pi_t = \frac{\alpha\lambda}{(1-\lambda)} y_t + \lambda \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda)^j E_{t-j-1} [\pi_t + \alpha y_t] \quad \text{Eq. 2-7}$$

Note que a Curva de Phillips depende do hiato do produto, conforme se espera, mas há um termo, em somatório, adicional. Há dois parâmetros que devem ser avaliados:  $\lambda$ , que indica a frequência de reajuste informacional, e  $\alpha$ , que mostra a elasticidade do preço ótimo ao produto. Ademais, expectativas defasadas da inflação e da variação do hiato também são importantes teoricamente.

A equação acima sugere um caminho e uma dificuldade para obter a ponderação de firmas que reajustam o conjunto informacional.

O caminho está justamente em estimarmos o valor de  $\lambda$ , que é a proporção de firmas que reajustam o conjunto informacional. A dificuldade está, no entanto, em estimar uma soma infinita de expectativas racionais defasadas. Diante disto, apresentamos os resultados para diferentes horizontes de truncamento, ou seja, consideramos as expectativas tomadas de quatro meses antes até doze meses antes como data limite para previsão. Note, ademais, que as expectativas utilizadas nesta regressão são expectativas “racionais”, isto é, expectativas obtidas a partir de um vetor auto-regressivo em que é utilizada toda a informação disponível.

### 2.6.4.3.

#### Resultados do parâmetro de reajuste informacional

Nesta seção, apresentamos os resultados para o parâmetro de reajuste informacional que obtivemos utilizando os dois métodos anteriormente explicados.

	Curva de Phillips			Minimização do EQM das Expectativas
	$\alpha=0.1$	$\alpha=0.15$	$\alpha=0.20$	
4	0,28	0,26	0,24	0,25
5	0,25	0,23	0,21	0,18
6	0,21	0,20	0,19	0,16
7	0,19	0,18	0,17	0,13
8	0,16	0,16	0,15	0,12
9	0,14	0,14	0,14	0,10
10	0,12	0,12	0,12	0,09
11	0,10	0,10	0,10	0,08
12	0,09	0,09	0,09	0,07

Tabela 8 – Resultados de reajuste de informação

Inicialmente, precisamos explicar todas as divisões da **Tabela 8**. Além da divisão do método utilizado para calcular o reajuste informacional, é necessário definir o valor de  $\alpha$ , elasticidade do preço ótimo ao produto. Seguindo a literatura, propomos dois valores:  $\alpha = 0,10$ ,  $\alpha = 0,15$  e  $\alpha = 0,20$ . Estes valores estão em linha com o que a literatura sugere ser um intervalo verossímil para estes parâmetros<sup>17</sup>.

Os resultados encontrados mostram que o intervalo sobre o qual são calculados os reajustes informacionais é  $[0,07, 0,28]$ <sup>18</sup>. Neste sentido, precisamos definir qual será a ponderação adotada<sup>19</sup>. Adotaremos o valor de 0,15 como sendo *benchmark* para a análise subsequente. A escolha é arbitrária, mas adotamos este valor por ser o mais provável nas diversas especificações apresentadas.

Em primeiro lugar, veja que o valor de 0,15 sugere que uma firma leva cerca de seis meses para reajustar seu conjunto informacional. Este resultado é extremamente interessante quando analisamos a literatura a respeito. Khan e Zhu mostram que as firmas nos Estados Unidos demoram entre três trimestres e sete trimestres para reajustar o conjunto informacional, ao passo que Mankiw, Reis e Wolfers (2004) sugerem uma frequência de doze meses para reajustar. No que se

<sup>17</sup> Khan e Zhu (2006) utilizam o valor de 0.1 para dados norte-americanos, Döpke et al (2003) utilizam  $\alpha \in [0,1,0,2]$ , que é considerado um intervalo plausível em Mankiw e Reis (2002).

<sup>18</sup> O desvio padrão dos coeficientes não altera significativamente os resultados.

<sup>19</sup> A partir dos valores encontrados, a frequência de reajuste informacional da firma estaria entre quatro e doze meses.

refere à evidência européia, Doepke et al (2003) utilizam o *framework* de Khan e Zhu (2006) para avaliar como se comportam diferentes países pertencentes à Zona do Euro. Utilizando uma hipótese extremamente simplificadora, em que as expectativas observadas seriam expectativas racionais, os autores analisam o reajuste informacional na Alemanha, França, Itália e Reino Unido. Na Alemanha, França e Reino Unido, a frequência média de reajuste estaria entre três e seis trimestres, bastante semelhante ao que foi encontrado para o caso norte-americano. Com relação à Itália, haveria um reajuste a cada cerca de dois trimestres.

Os resultados internacionais ajudam a explicar o parâmetro encontrado para o Brasil. Conforme pode ser observado, a frequência de reajuste informacional no Brasil é maior do que a que foi encontrada para alguns países desenvolvidos. Note que este resultado é bastante intuitivo, uma vez que o Brasil está mais sujeito a choques que obriguem a uma alteração do conjunto informacional mais frequente.

### **2.6.5.**

#### **Testes de expectativas *sticky information***

Até agora, avaliamos as teorias de expectativas racionais e adaptativas e identificamos o parâmetro de reajuste informacional das firmas brasileiras.

Nesta seção, damos mais um passo tentando identificar se as expectativas podem ser ditas *sticky information*. O método consiste em avaliar se a série de expectativas construídas a partir do vetor auto-regressivo, ponderando-as pelo reajuste informacional anteriormente encontrado, comporta-se como a série de expectativas observada.

#### **2.6.5.1.**

##### **Teste de expectativas**

O teste consiste em avaliar se a série de expectativas construída sob a hipótese nula de *sticky information* é semelhante à série observada empiricamente. Desse modo, a metodologia proposta por Mankiw, Reis e Wolfers (2004) é um bom ponto de partida para avaliar se as expectativas apresentam rigidez de informação.

Com as expectativas construídas pelo vetor auto-regressivo anteriormente apresentado, obtivemos quais seriam as expectativas se os agentes fizessem reajustes a cada instante de tempo. Desse modo, sabemos, por exemplo, a expectativa tomada em cada instante de tempo referente a março de 2004. A questão que surge é como agregar estes valores. Para tanto, utilizamos a ponderação apresentada na seção anterior, de modo a definir o peso de cada mês sobre a expectativa média observada. Dessa forma, com esta expectativa média, comparamos com a expectativa observada.

Além do primeiro momento, apresentamos também a comparação com o desvio padrão das expectativas observadas.

#### **2.6.5.1.1.**

##### **A comparação dos momentos**

Nesta seção, comparamos a média e o desvio padrão das expectativas teóricas com as expectativas para um mês à frente observadas no *survey* do Banco Central<sup>20</sup>.

A **Figura 5** apresenta o resultado da comparação entre as expectativas.

---

<sup>20</sup> Mantivemo-nos utilizando a mediana do *survey* do Banco Central, mas os resultados não se alteram quando utilizamos a média.

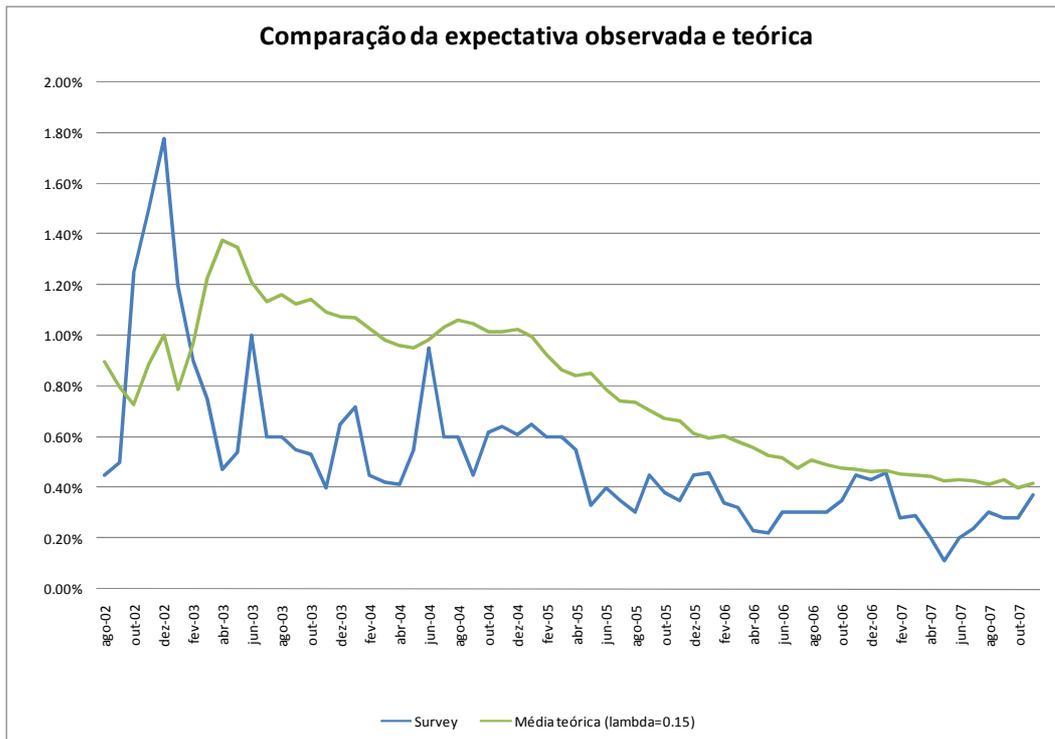


Figura 5 – Comparação das expectativas de *sticky information* (média) e observada (mediana)<sup>21</sup>

Apenas para ressaltar, estamos utilizando o parâmetro de reajuste informacional de 0,15, com truncamento após doze meses, de modo que normalizamos para que a soma dos pesos seja igual a um. No apêndice, apresentamos outras especificações. Conforme pode ser observado, a tendência das duas séries é semelhante. No entanto, a média teórica obtida a partir de uma construção sob *sticky information* é muito mais suave do que a expectativa observada empiricamente. Além disso, ainda que a expectativa construída tenha reagido nos momentos em que a outra série se alterou, este resultado não é tão evidente assim.

De todo modo, o coeficiente de correlação entre as séries (0,4895) é alto, evidenciando que há relação entre as séries.

Análise análoga pode ser feita para o desvio padrão.

<sup>21</sup> Vale lembrar que utilizamos a mediana observada devido às ressalvas anteriormente feitas, mas não há prejuízo de comparação quando utilizamos a média.

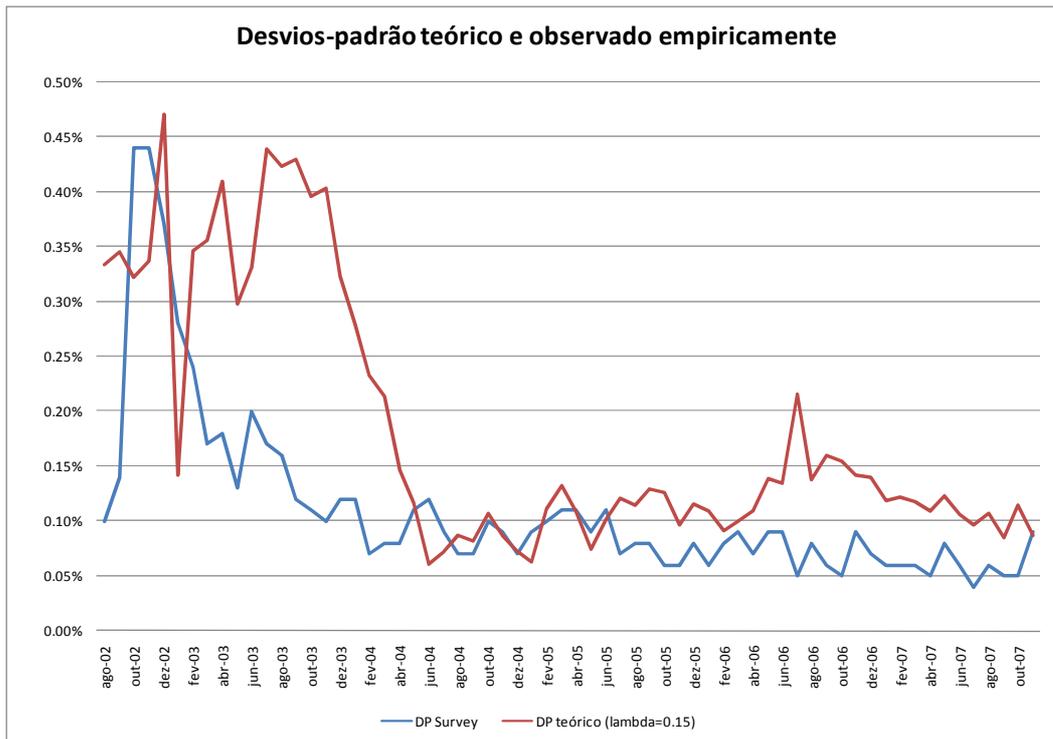


Figura 6 – Comparação entre os desvios padrão

Inicialmente, devemos explicar o que significa cada uma das séries de desvio padrão. A série de desvio padrão obtido no *survey* surge da heterogeneidade entre os agentes. Isto significa que a variação é *cross-section*, isto é, em um dado momento, os agentes divergem com relação às expectativas, o que gera uma variância.

Já o desvio padrão teórico surge porque as expectativas são tomadas em diferentes instantes do tempo. Desse modo, há uma dispersão das expectativas a cada mês, o que gera uma variância.

Quando propomos uma comparação entre o desvio padrão teórico e o desvio padrão observado, sugerimos uma interpretação diferente do desvio padrão do *survey*. Na verdade, o que estamos querendo saber é a fonte de heterogeneidade das expectativas.

Se a causa de heterogeneidade for a construção de expectativas em diferentes instantes do tempo, então as duas séries de desvio padrão devem caminhar juntas. No entanto, se a fonte de heterogeneidade for, por exemplo, a utilização de diferentes modelos por parte dos agentes, então as séries não devem ser semelhantes.

A **Figura 6** mostra que as séries apresentam certa semelhança, indicando que uma fonte de significativa heterogeneidade entre as expectativas é a rigidez de informação. Cabe ressaltar, ainda, que o coeficiente de correlação entre as séries é 0,58.

### 2.6.5.1.2.

#### O comportamento das expectativas diante de alterações econômicas

Além da comparação entre a série de *sticky information* e a série observada empiricamente, há outra dimensão também de extrema valia que se refere ao comportamento de ambas as séries frente a choques macroeconômicos. A questão que surge é se, ainda que as séries divirjam em parte, elas respondem da mesma maneira a choques.

Para tanto, apresentamos, nas **Figuras 7 e 8**, as funções de resposta a impulso de um vetor auto-regressivo ordenado por hiato do produto industrial, inflação, juros, câmbio e a expectativa; no primeiro vetor auto-regressivo, utilizamos a expectativa construída sob rigidez de informação, e, no segundo, sob a expectativa do *survey*.

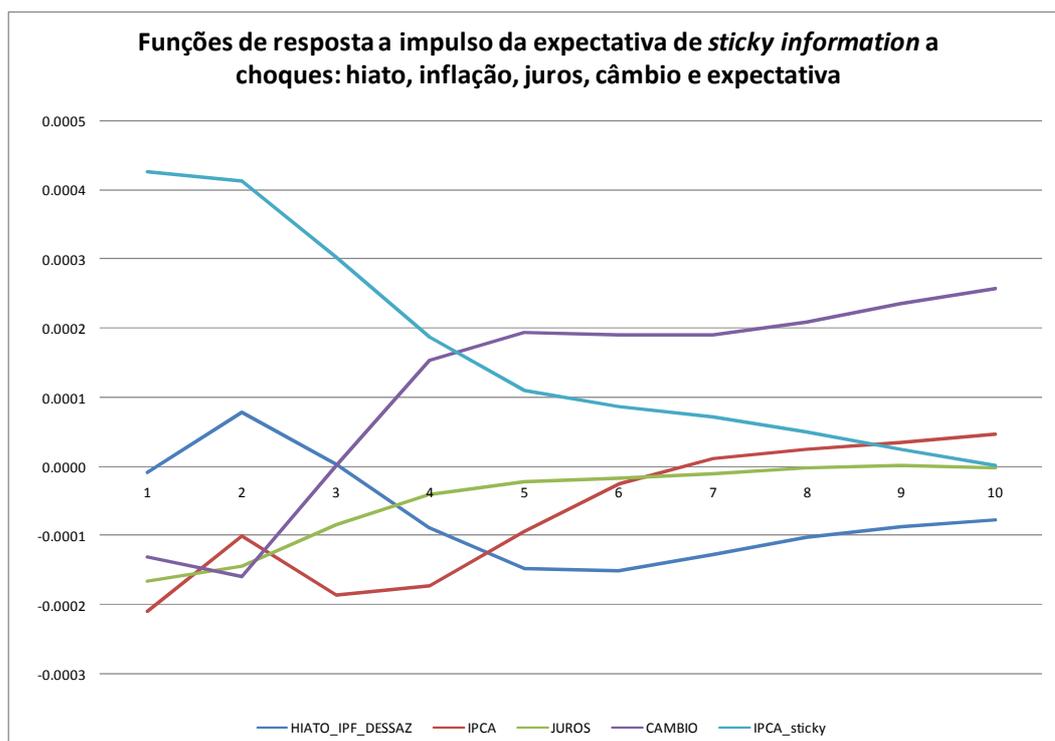
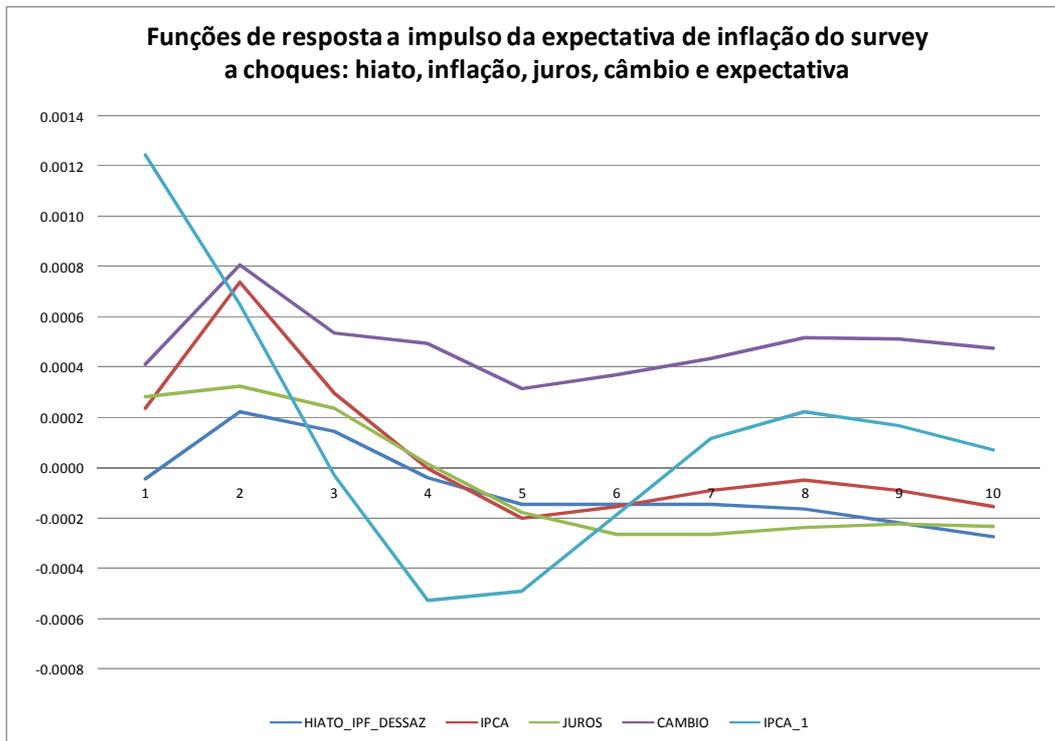


Figura 7 – Funções de resposta a impulso de *sticky information*Figura 8 – Funções de resposta a impulso das expectativas do *survey*

Os resultados sugerem que a maneira como as expectativas reagem aos choques macroeconômicos é bastante distinta daquilo que é observado utilizando expectativas teóricas sob *sticky information*<sup>22</sup>. Desse modo, ainda que tenhamos encontrado respaldo para afirmar que as séries são semelhantes, deve-se considerar que elas reagem de forma distinta diante de um choque macroeconômico.

## 2.7.

### Conclusão

Neste artigo, estudamos como se comportam as expectativas de inflação no Brasil e tentamos avaliar se os dados respeitam alguma das principais teorias

<sup>22</sup> Optamos por não apresentar os intervalos de confiança para não tornar os gráficos confusos. No entanto, cabe ressaltar que as funções de resposta a impulso são distintas, ainda que consideremos os intervalos de confiança, especialmente para inflação, juros e câmbio.

existentes: expectativas racionais, adaptativas ou *sticky information*.

Todos os testes para expectativas racionais (a avaliação de viés, de capacidade preditiva, de correlação dos erros e de utilização das informações macroeconômicas), foram rejeitados, sendo importante ressaltar que encontramos um viés sistemático nas expectativas: os agentes parecem subestimar a inflação. Além disso, os agentes não parecem incorporar as principais variáveis macroeconômicas em suas previsões.

Com relação aos testes referentes às expectativas adaptativas, na tentativa de identificar se as expectativas são univariadas ou se dependem de algum outro dado que não a inflação realizada, também não parece haver uma boa aderência dos resultados a esta teoria. Ainda que as taxas de inflação anteriores sejam importantes na definição das expectativas, outras variáveis também se mostraram significantes, invalidando esta teoria em sua forma fraca.

Com resultados negativos para as teorias de expectativas racionais e expectativas adaptativas, debruçamo-nos na mais recente teoria, advinda da literatura de *sticky information*, que sugere que os agentes não reajustam o conjunto informacional a todo instante, pois há um pequeno custo ao fazer isto. Assim, encontramos resultados mistos, ora confirmando, ora negando esta teoria. Se, por um lado, a dispersão das expectativas cresce com a variabilidade da inflação, tal como previsto pelo modelo de Mankiw e Reis (2002), por outro, cresce com o nível da inflação e não se altera com o nível do produto, negando em parte esta teoria.

No entanto, tal como foi argumentado, a relação entre o desvio padrão e o ambiente macroeconômico, *per se*, não garante que estejamos testando a teoria de rigidez de informação. Um exemplo para tal é que a incorporação de incerteza entre os agentes quanto ao verdadeiro modelo que rege a economia também poderia fornecer as mesmas conclusões do modelo de *sticky information*.

Diante desta pluralidade de teorias que possam explicar estes primeiros resultados, prosseguimos construindo um teste mais específico para avaliar a teoria de rigidez de informação. Seguindo Mankiw, Reis e Wolfers (2004) e Khan e Zhu (2006), construímos uma série de expectativas sob rigidez de informação hipotética e então comparamos com a série divulgada pelo Banco Central. Se a teoria de rigidez de informação fosse apropriada para entender as expectativas, as duas séries não seriam significativamente diferentes.

Os resultados encontrados mostram que a hipótese de rigidez informacional apresenta alguma aderência aos dados brasileiros, ainda que não explique os comportamentos de curto prazo da série de expectativas. Mais ainda, a hipótese, ainda mais forte, de que a dispersão das expectativas advém da incorporação de informação em diferentes instantes também apresenta alguma aderência aos dados brasileiros.

Diante destes resultados, faz-se necessária uma comparação com os resultados internacionais. Com relação à teoria de expectativas racionais, os resultados estão em linha com os demais já encontrados para o Brasil<sup>23</sup>, assim como o resultado de rejeição da teoria de expectativas adaptativas também não nos surpreende.

Com relação à literatura de *sticky information*, cabe ressaltar que ainda são poucos os artigos empíricos, com resultados controversos, ainda que seja uma literatura que nitidamente vem crescendo nos últimos anos.

Os resultados apresentados sugerem que a teoria de rigidez de informação tem alguma aderência aos dados brasileiros, embora ainda não seja tão evidente a ponto de ser possível captar respostas a choques macroeconômicos da mesma maneira, a partir das simulações com vetores auto-regressivos apresentadas.

## 2.8.

### Apêndice

Apresentamos, no apêndice, testes de robustez referentes ao truncamento das expectativas e à ponderação utilizada.

#### 2.8.1.

#### **Testes de sensibilidade da comparação entre as expectativas construídas e as expectativas observadas**

Nesta seção, apresentamos duas dimensões que poderiam afetar os resultados anteriormente apresentados. Em primeiro lugar, devemos saber o papel da ponderação. Conforme indicam as **Figuras 9 e 10**, a alteração da ponderação

---

<sup>23</sup> Carvalho e Bugarin (2006)

para outro valor dentro do intervalo anteriormente encontrado não altera as conclusões do trabalho.

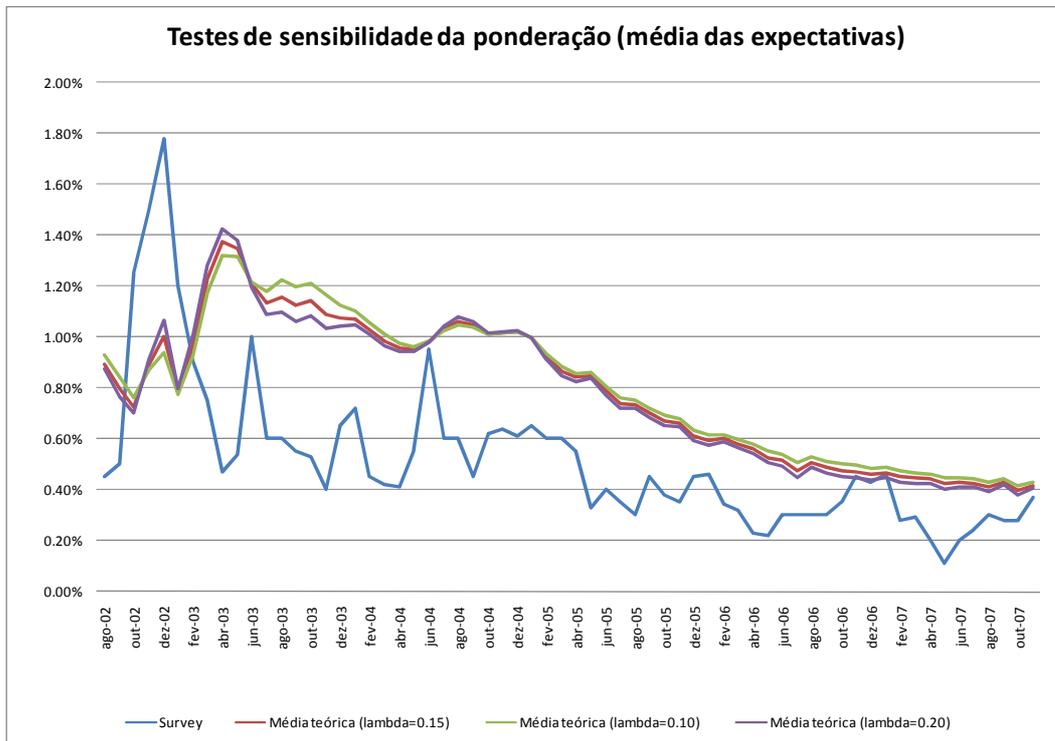


Figura 9 – Teste de sensibilidade da ponderação nas médias

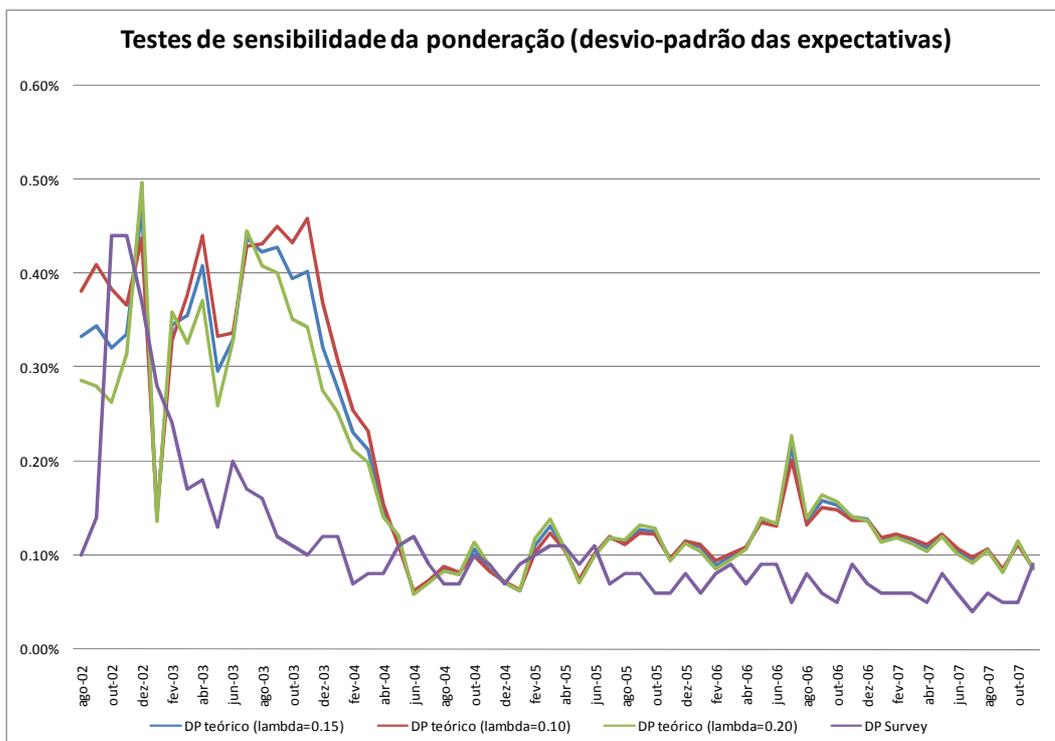


Figura 10 – Teste de sensibilidade da ponderação no desvio padrão

Além da questão da ponderação, apresentamos a comparação entre truncarmos as expectativas em seis ou doze meses defasados.

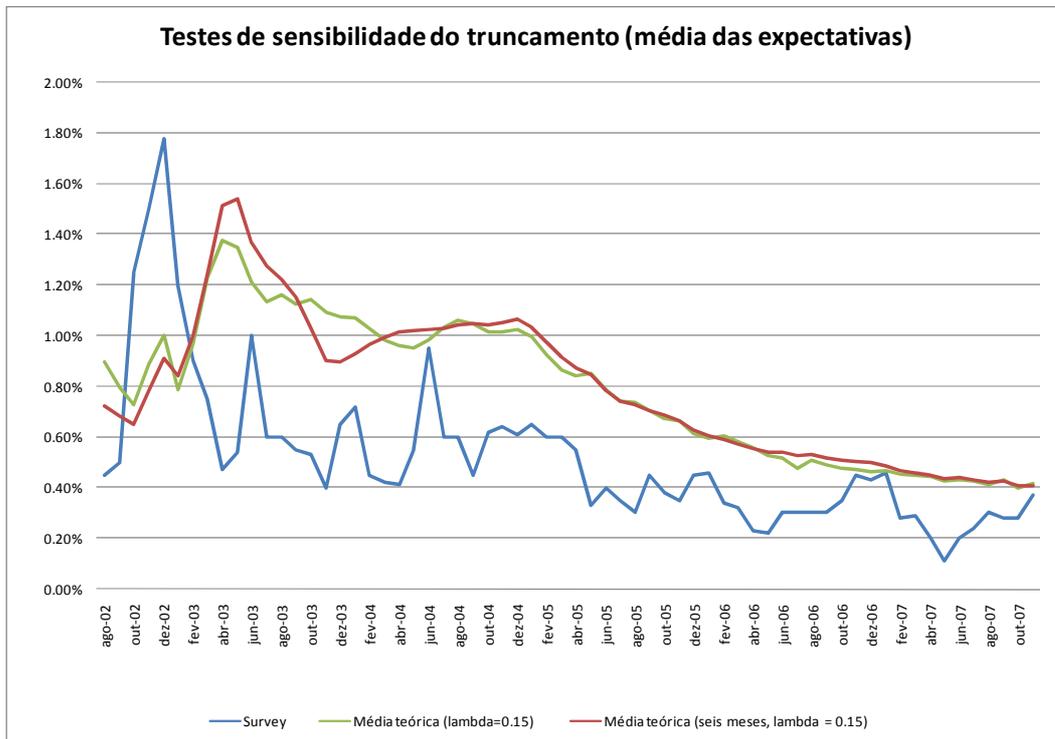


Figura 11 – Teste de sensibilidade do truncamento na média

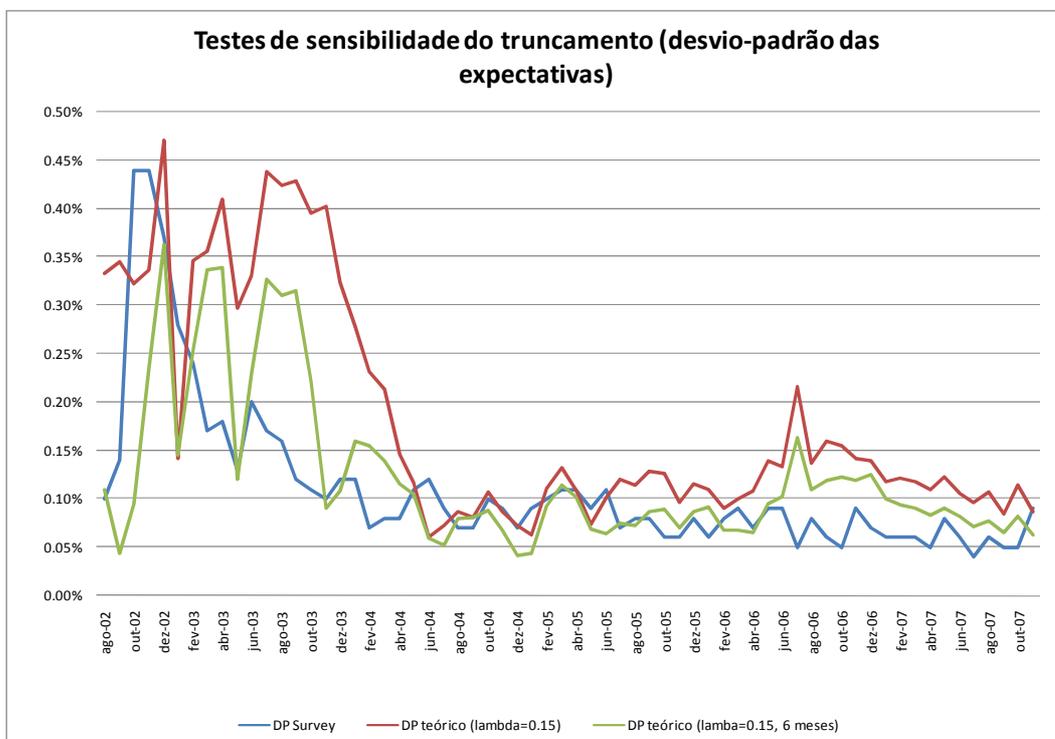


Figura 12 – Teste de sensibilidade do truncamento no desvio padrão

As **Figuras 11** e **12** mostram que a utilização de diferentes horizontes de truncamento não altera as conclusões apresentadas no corpo do capítulo.