



Diogo Abry Guillén

Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação

Dissertação de Mestrado

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio.

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

Rio de Janeiro

Março de 2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.



Diogo Abry Guillén

Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

Márcio Gomes Pinto Garcia
Orientador
PUC-Rio

Mário Magalhães Carvalho Mesquita
Banco Central do Brasil

Eduardo Henrique de Mello Motta Loyo
PUC-Rio

Nizar Messari
Coordenador Setorial do Centro de Ciências Sociais - PUC-Rio

Rio de Janeiro, 31 de março de 2008

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, do autor e do orientador.

Diogo Abry Guillén

Graduou-se em Economia pela PUC-Rio, em 2005, onde também cursou o Mestrado em Economia entre 2006 e 2007.

Ficha Catalográfica

Guillén, Diogo Abry

Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação / Diogo Abry Guillén ; orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia. – 2008.

160 f. : il. ; 30 cm

Dissertação (Mestrado em Economia)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

Inclui bibliografia

1. Economia – Teses. 2. Expectativas de inflação. 3. Política monetária. 4. Rigidez informacional. 5. Credibilidade do Banco Central. I. Garcia, Márcio Gomes Pinto. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economia. III. Título.

CDD: 330

Agradecimentos

Ao meu professor e orientador, Márcio Garcia, por estar sempre atento e disposto a ajudar.

A Mário Mesquita e Eduardo Loyo, componentes da banca, pela leitura cuidadosa e pelos importantes comentários ao trabalho.

Aos professores do Departamento de Economia da PUC-Rio, pelas inúmeras sugestões, especialmente Luciano Vereda, Marcelo Medeiros, Marcos Chamon, Rogério Werneck e João Manoel Pinho de Mello.

A toda a equipe da Galanto, que sempre me ajudou, em especial Dionísio Dias Carneiro, Thomas Wu, Monica Baumgarten e Deborah Oliveira, com os quais tive inúmeras discussões altamente enriquecedoras.

A meus colegas do mestrado, pelo convívio e pela constante troca de idéias que tanto contribuíram para o aproveitamento do mestrado.

À CAPES, pelo apoio financeiro durante o mestrado.

A meus pais, à minha irmã e à Paula, pela compreensão e pelo apoio que foram fundamentais durante este trabalho.

Resumo

Guillén, Diogo Abry; Garcia, Márcio Gomes Pinto (orientador). **Ensaio sobre a formação de expectativas de inflação**. Rio de Janeiro, 2008. 160p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

A dissertação está dividida em quatro artigos que abordam temas em política monetária. Inicialmente, avalia-se como se dá a formação das expectativas de inflação no Brasil. Os resultados sugerem que os dados não obedecem aos preceitos da teoria de expectativas racionais ou adaptativas. Utilizamos dois métodos para definir a frequência de reajuste informacional no Brasil e há indícios de maior aderência à teoria de rigidez informacional. O segundo artigo investiga o processo de transmissão de expectativas dentro do mercado financeiro. Propomos um modelo em que os agentes do mercado financeiro, ao construir suas expectativas, observam os dados mais recentes e as expectativas já divulgadas dos agentes do mercado que costumam apresentar previsões mais acuradas, segundo *ranking* do Banco Central. O modelo é avaliado empiricamente e mostramos que o peso dado às expectativas dos melhores previsores cresce com a aproximação da divulgação do dado. No terceiro artigo, estudamos os impactos da política monetária e da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil. Os resultados indicam que leva entre seis e doze meses até que a estrutura de preços volte a ser aquela que prevalecia antes do choque. O quarto artigo investiga a credibilidade do Banco Central do Brasil, através de uma base de dados com expectativas desagregadas. A hipótese é de que a heterogeneidade das expectativas de longo prazo advenha de crenças distintas com relação à aversão do Banco Central à inflação. Com base neste argumento, construímos um índice utilizando Cadeias de Markov para o caso brasileiro.

Palavras-chave

Expectativas de inflação, política monetária, rigidez informacional, credibilidade do Banco Central.

Abstract

Guillén, Diogo Abry; Garcia, Márcio Gomes Pinto (advisor). **Essays on inflation expectations**. Rio de Janeiro, 2008. 160p. MSc Dissertation - Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This dissertation is divided in four papers about monetary policy. Initially, we evaluate how inflation expectations are formed in Brazil. Our results suggest that data do not follow what rational or adaptive expectations would predict. Using two different methods to measure the informational readjustment frequency in Brazil, we find evidence that inflation expectations seem to behave more closely to what sticky information theory would predict. The second paper investigates the inflation expectations transmission inside the Brazilian financial market. We propose a model in which financial market agents, when they build their own forecasts, not only observe to recent data, but also use lagged expectations from the best forecasters. Our model is evaluated empirically and we can show that the weight given to the best forecasters grows as we get closer to the release of inflation data. In the third paper, we study monetary policy and exchange rate impacts on inflation in Brazil. Our results indicate that it takes from six to twelve months until price structure returns to the one that existed before the shock. The fourth paper investigates central bank's credibility using individual financial market agents' expectations. Our hypothesis is that expectations' heterogeneity for long term horizon comes from different beliefs about central bank's aversion to inflation. Using this argument, we build a credibility index using Markov Chains for Brazil.

Keywords

Inflation expectations, monetary policy, sticky information, central bank credibility.

Sumário

1	Introdução	14
2	Formação das expectativas de inflação no Brasil: racionais, adaptativas ou <i>sticky information</i> ?	16
2.1.	Introdução	16
2.2.	Dados e construção das séries	17
2.3.	Resenha da Literatura	19
2.4.	Expectativas Racionais	21
2.4.1.	Viés das expectativas	21
2.4.2.	Informação das previsões	24
2.4.3.	Correlação dos erros de expectativas	25
2.4.4.	Informação Pública Disponível	27
2.5.	Expectativas Adaptativas	29
2.6.	<i>Sticky Information</i>	31
2.6.1.	Motivação	31
2.6.2.	Metodologia para a hipótese de <i>sticky information</i>	35
2.6.3.	Vetor auto-regressivo utilizado para previsão	38
2.6.4.	A escolha da ponderação ótima	39
2.6.5.	Testes de expectativas <i>sticky information</i>	43
2.7.	Conclusão	48
2.8.	Apêndice	50
2.8.1.	Testes de sensibilidade da comparação entre as expectativas construídas e as expectativas observadas	50
3	Transmissão das expectativas de inflação no Brasil	54
3.1.	Introdução	54
3.2.	Resenha da Literatura	55
3.3.	O Modelo	58

3.3.1. Descrição dos Agentes	58
3.3.2. A Interação entre os agentes	61
3.4. Descrição dos Dados	65
3.4.1. O sistema do <i>survey</i> do Banco Central	65
3.4.2. O <i>ranking</i> das instituições financeiras	66
3.4.3. A periodicidade utilizada	67
3.4.4. O corte da amostra	68
3.4.5. Erro Quadrático	69
3.5. Resultados Econométricos	70
3.5.1. Corte por evento	70
3.5.2. Corte por horizonte fixo de previsão	73
3.5.3. Comparação dos resultados e o modelo teórico	77
3.6. Conclusão	81
3.7. Apêndice	82
3.7.1. Estacionariedade	82
3.7.2. Estabilidade no tempo	83
4 Dispersão na fixação de preços no Brasil	85
4.1. Introdução	85
4.2. Dados e Estatísticas de Posição	87
4.3. Metodologia	94
4.4. Resultados Econométricos	97
4.5. Resultados	100
4.5.1. Avaliação dos resultados I - Taxa de juros	101
4.5.2. Avaliação dos resultados II - Depreciação cambial	108
4.5.3. Resultados Adicionais	112
4.6. Conclusão	115
4.7. Apêndice	116
4.7.1. Relembrando alguns conceitos estatísticos:	116
5 Expectativas Desagregadas, Credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov	118
5.1. Introdução	118
5.2. Resenha da Literatura	119

5.3. Metodologia	122
5.3.1. A aplicação para o estudo de credibilidade	122
5.3.2. Exemplo hipotético	124
5.4. Descrição dos dados	127
5.5. Resultados	130
5.5.1. Resultados mensais	131
5.5.2. Resultados para ano-calendário	137
5.6. Índice de Credibilidade	139
5.6.1. Índices de Credibilidade na literatura	139
5.6.2. Índice de Credibilidade com dispersão das expectativas	143
5.7. Conclusão	145
5.8. Apêndice	146
5.8.1. O arcabouço matemático	146
5.8.2. Simulação teórica	147
5.8.3. Resultados utilizando expectativas de horizontes longos	151
6 Conclusão	153
7 Bibliografia	155

Lista de figuras

Figura 1 – Inflação Realizada e Expectativas de Inflação	17
Figura 2 – Viés das expectativas (em função do horizonte expectacional)	22
Figura 3 – Análise das funções de resposta a impulso do desvio padrão das expectativas	35
Figura 4 – Capacidade Preditiva do VAR	39
Figura 5 – Comparação das expectativas de <i>sticky information</i> (média) e observada (mediana)	45
Figura 6 – Comparação entre os desvios padrão	46
Figura 7 – Funções de resposta a impulso de <i>sticky information</i>	48
Figura 8 – Funções de resposta a impulso das expectativas do <i>survey</i>	48
Figura 9 – Teste de sensibilidade da ponderação nas médias	51
Figura 10 – Teste de sensibilidade da ponderação no desvio padrão	51
Figura 11 – Teste de sensibilidade do truncamento na média	52
Figura 12 – Teste de sensibilidade do truncamento no desvio padrão	52
Figura 13 – Teste de Causalidade de <i>Granger</i> entre a média das expectativas e as expectativas dos <i>experts</i>	71
Figura 14 – Os pesos das expectativas defasadas	76
Figura 15 – Intervalo de confiança dos coeficientes	77
Figura 16 – Estabilidade no tempo dos coeficientes	84
Figura 17 – Densidade empírica da distribuição <i>cross-section</i> das médias dos subitens do IPCA comparada à densidade normal	89
Figura 18 – IPCA vs. IPCA com pesos uniformes (Fonte: IBGE)	90
Figura 19 – Desvio padrão <i>cross-section</i> da inflação (peso uniforme e peso ponderado) (Fonte: IBGE)	91
Figura 20 – Média e desvio padrão <i>cross-section</i> do IPCA (Fonte: IBGE)	93
Figura 21 – Funções de Resposta a Impulso no VAR macroeconômico estimado	98
Figura 22 – IPCA, IPCA aritmético e IPCA ponderado	102
Figura 23 – Desvio padrão após a elevação da taxa de juros	104

Figura 24 – Distribuição antes e depois da elevação da taxa de juros	106
Figura 25 – IPCA, IPCA ponderado e IPCA aritmético	109
Figura 26 – Desvio padrão após uma depreciação cambial	110
Figura 27- Distribuição <i>cross-section</i> após uma depreciação cambial	111
Figura 28 – Desvio padrão <i>cross-section</i> e <i>time-series</i> (<i>tradeables</i> e <i>non-tradeables</i>) – aumento da taxa de juros	113
Figura 29 – Desvio padrão <i>cross-section</i> e <i>time-series</i> (<i>tradeables</i> e <i>non-tradeables</i>) – depreciação do câmbio	113
Figura 30 – Corte da <i>survey</i> do Banco Central	129
Figura 31 – Comportamento dos agentes otimistas (um mês, seis meses e doze meses)	133
Figura 32 – Comportamento dos agentes medianos (um mês, seis meses e doze meses)	133
Figura 33 – Comportamento dos agentes pessimistas (um mês, seis meses e doze meses)	134
Figura 34 – Comportamento das expectativas para seis meses à frente (acumulado)	135
Figura 35 – Comportamento das expectativas para doze meses à frente (acumulado)	136
Figura 36 – Comportamento das expectativas para um ano à frente	138
Figura 37 – Expectativa e meta de inflação	141
Figura 38 - Índices de credibilidade no Brasil	142
Figura 39 - Índice de credibilidade trimestral com base na expectativa de doze meses	144
Figura 40 – Comparação dos índices de credibilidade	144
Figura 41 – Dispersão das expectativas de inflação	149
Figura 42 – Número de mudanças de estado por período	150
Figura 43 - Comportamento das expectativas para dois anos à frente	151
Figura 44 - Comportamento das expectativas para três anos à frente	152
Figura 45 - Comportamento das expectativas para quatro anos à frente	152

Lista de tabelas

Tabela 1 – Média mensal das expectativas	23
Tabela 2 – Erros expectationais e expectativas defasadas	24
Tabela 3 – Correlação dos erros de expectativas	26
Tabela 4 – Informação pública disponível	28
Tabela 5 – Teste de expectativas adaptativas	30
Tabela 6 – Testes sobre o desvio padrão	33
Tabela 7 – Critério de informação de Schwarz	38
Tabela 8 – Resultados de reajuste de informação	42
Tabela 9 – Erro quadrático médio uniforme e ponderado	69
Tabela 10 – Testes mensais de Causalidade de <i>Granger</i>	72
Tabela 11 – Resultados da regressão de média em <i>Top-5</i> e média defasada	75
Tabela 12 – Resultados empíricos do modelo	80
Tabela 13 – Testes de raiz unitária (p-valor apresentado)	83
Tabela 14 – Teste de Normalidade da Distribuição <i>Cross-section</i> das Inflações que compõem o IPCA (p-valor apresentado)	90
Tabela 15 – Coeficientes de correlação entre diferentes momentos estatísticos do IPCA e variáveis macroeconômicas (Fonte: IBGE)	93
Tabela 16 – Escolha de defasagens do VAR pelo critério de informação	97
Tabela 17 – Estatísticas descritivas das equações de preço desagregado	99
Tabela 18 – Teste de Kolmogorov-Smirnov separando entre <i>tradeables</i> e <i>non-tradeables</i>	114
Tabela 19 – <i>Ranking</i> de expectativas a cada instante	124
Tabela 20 – Exemplo hipotético	125
Tabela 21 – Matriz de transição hipotética	125
Tabela 22 – Matriz de transição hipotética (do primeiro para o segundo instante)	126
Tabela 23 – Matriz de transição hipotética (do segundo para o terceiro instante)	126
Tabela 24 – Matriz de transição teórica sob credibilidade total	126

Tabela 25 – Número de agentes com expectativas com horizontes longos	130
Tabela 26 – Coeficientes de correlação	137

Introdução

Expectativas de inflação são elementos fundamentais para a política monetária. A formação, transmissão e atualização das expectativas são extremamente relevantes para entendermos o mecanismo de transmissão da política monetária. Pode-se dizer, mais ainda, que o objetivo da política monetária é estabilizar as expectativas de inflação¹. Esta dissertação compõe-se de quatro ensaios sobre distintos aspectos das expectativas de inflação.

No primeiro ensaio, capítulo dois, avalia-se como se dá a formação das expectativas de inflação no Brasil. Qual teoria mais bem explica o comportamento empírico da série de expectativas divulgada pelo Banco Central? Três teorias são submetidas a testes econométricos: racionais, adaptativas e *sticky information*. Os resultados sugerem que os dados não obedecem aos preceitos da teoria de expectativas racionais ou adaptativas. Nesse capítulo, então, utilizamos dois métodos para definir a frequência de reajuste informacional no Brasil, que é de aproximadamente seis meses. Com base nisto, avaliamos se as expectativas obedecem aos preceitos da literatura de *sticky information*, indicando maior aderência a esta teoria.

O terceiro capítulo investiga o processo de transmissão de expectativas dentro do mercado financeiro. Baseado na teoria de epidemiologia das expectativas², propomos um modelo em que os agentes do mercado financeiro, ao construírem suas expectativas, observam os dados mais recentes, além das expectativas já divulgadas dos agentes do mercado com previsões mais acuradas, segundo *ranking* do Banco Central. O modelo é avaliado empiricamente e mostramos que, não só ele se ajusta bem aos dados, como também o peso dado às expectativas dos melhores previsores cresce com a aproximação da divulgação do dado.

¹ Woodford (2007), p.42.

² Carroll (2003).

No quarto capítulo, estudamos os impactos da política monetária e da taxa de câmbio sobre a inflação no Brasil. Com a desagregação do IPCA em 512 subitens, é possível mostrar que, após um aumento da taxa de juros ou uma depreciação cambial, a dispersão dos preços se altera, sugerindo uma mudança dos preços relativos. Os resultados indicam, mais ainda, que leva entre seis e doze meses até que a estrutura de preços volte a ser aquela que prevalecia antes do choque. Este resultado é interessante por mostrar que não só o nível de preços agregado é afetado, mas a distribuição também, e leva até um ano para que esta se restabeleça.

O quinto capítulo investiga a credibilidade do Banco Central do Brasil através de uma base de dados com expectativas desagregadas, sob a hipótese de que a heterogeneidade das expectativas de longo prazo advenha de crenças distintas com relação à aversão do Banco Central à inflação. Desse modo, a existência de agentes otimistas ou pessimistas persistentemente seria sinal de falta de credibilidade. Com base neste argumento, construímos um índice utilizando Cadeias de Markov para o caso brasileiro. Os resultados sugerem uma semelhança com os índices existentes, mas há diferenças por utilizarmos a dispersão das expectativas em nosso índice, que normalmente não é considerada pela literatura de credibilidade. A proposta de uma medida de credibilidade, que permita a incorporação de choques, é extremamente relevante quando analisamos um regime de metas de inflação.

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.

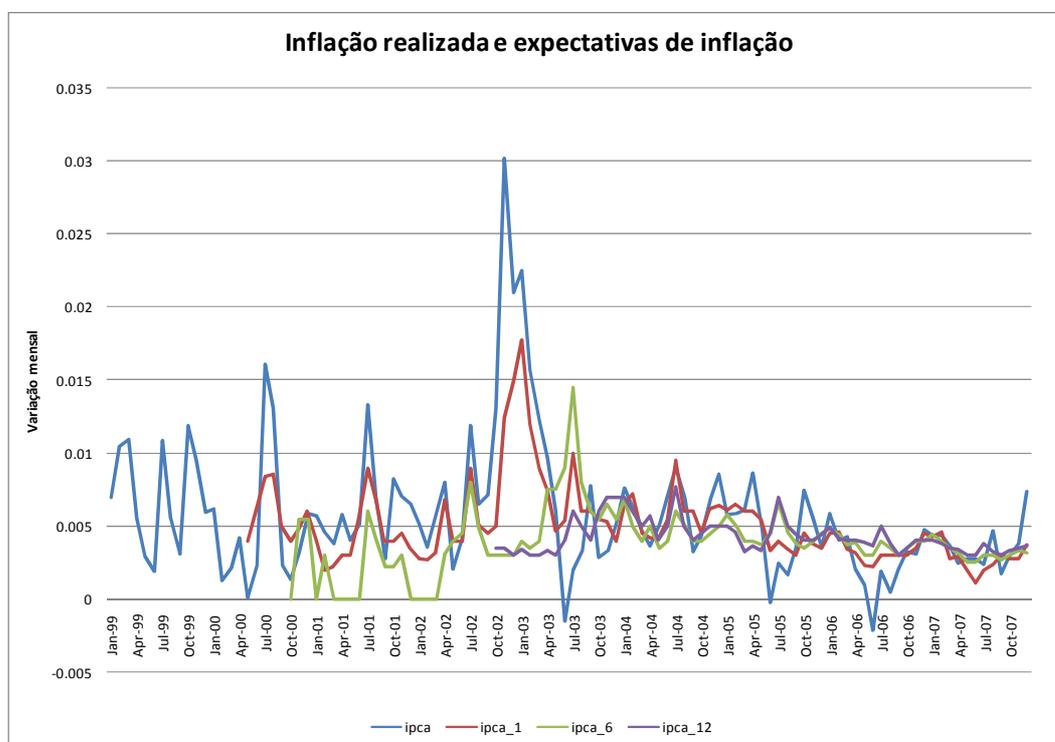


Figura 1 – Inflação Realizada e Expectativas de Inflação

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 frente³.

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

³ 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 prevê⁴. 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.

⁴ 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 racionais⁵.

Mais recentemente, com os estudos de Sims (2003) e Mankiw e Reis (2002), surgiu uma nova possibilidade que é a hipótese de *sticky information*⁶. 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

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

⁶ 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 expectativas⁷:

⁷ 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.

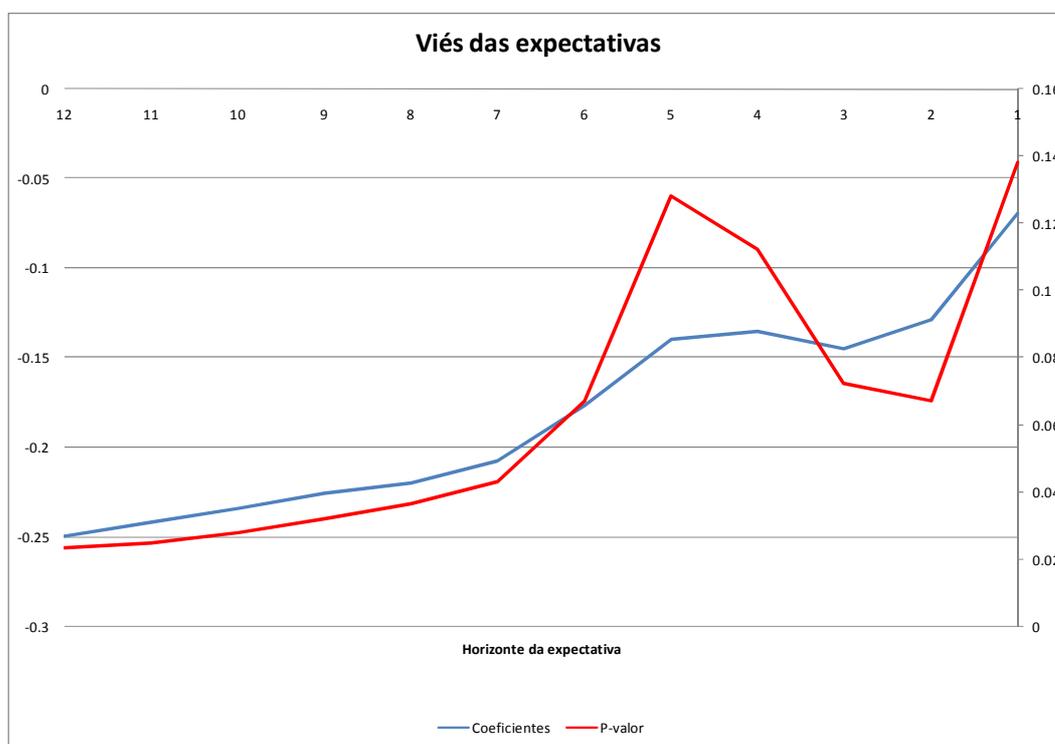


Figura 2 – Viés das expectativas (em função do horizonte expectacional)

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 inflação⁸. 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 aproxima⁹. 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

⁸ Coeficientes multiplicados por 100.

⁹ 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			
$E_t(IPCA_{t+1})$	0,51%	$E_t(IPCA_{t+7})$	0,36%
$E_t(IPCA_{t+2})$	0,45%	$E_t(IPCA_{t+8})$	0,36%
$E_t(IPCA_{t+3})$	0,44%	$E_t(IPCA_{t+9})$	0,35%
$E_t(IPCA_{t+4})$	0,44%	$E_t(IPCA_{t+10})$	0,34%
$E_t(IPCA_{t+5})$	0,42%	$E_t(IPCA_{t+11})$	0,34%
$E_t(IPCA_{t+6})$	0,39%	$E_t(IPCA_{t+12})$	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 ² ajustado	i	a*	b	R ² 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 ² ajustado	i	a*	b	R ² 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 ² 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 disponível¹⁰.

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

¹⁰ 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 série¹¹.

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 preços¹². 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:

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

¹² 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 previsões¹³. 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

¹³ 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.

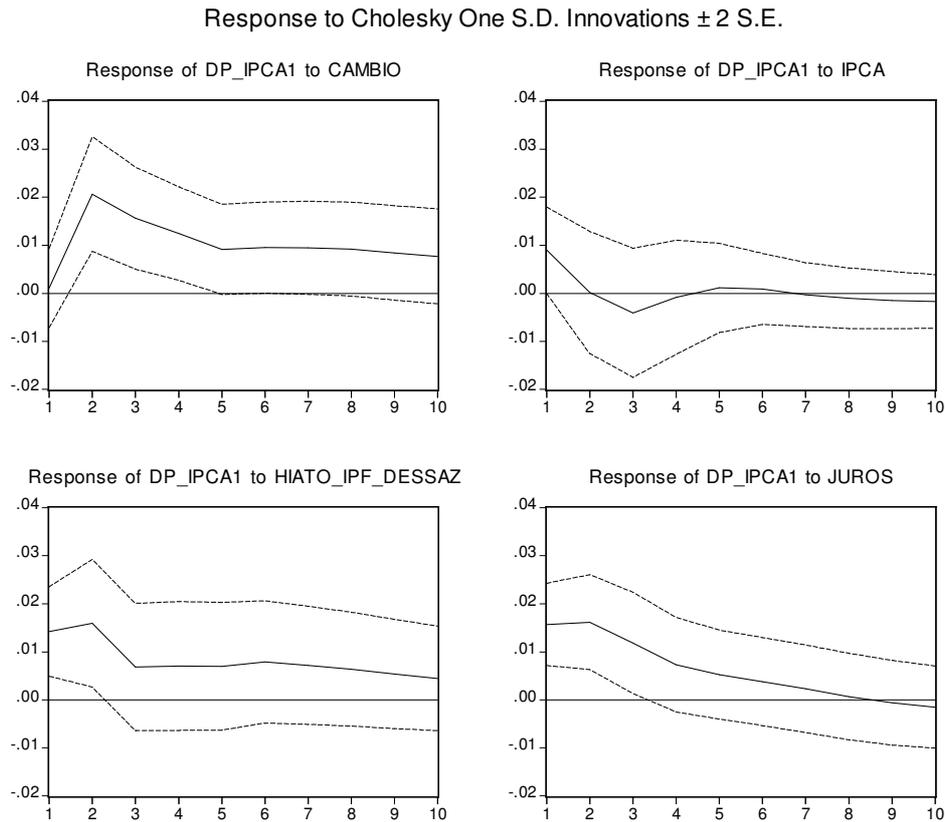


Figura 3 – Análise das funções de resposta a impulso do desvio padrão das expectativas

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 informação¹⁴.

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

¹⁴ 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 choques¹⁵. 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

¹⁵ 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.

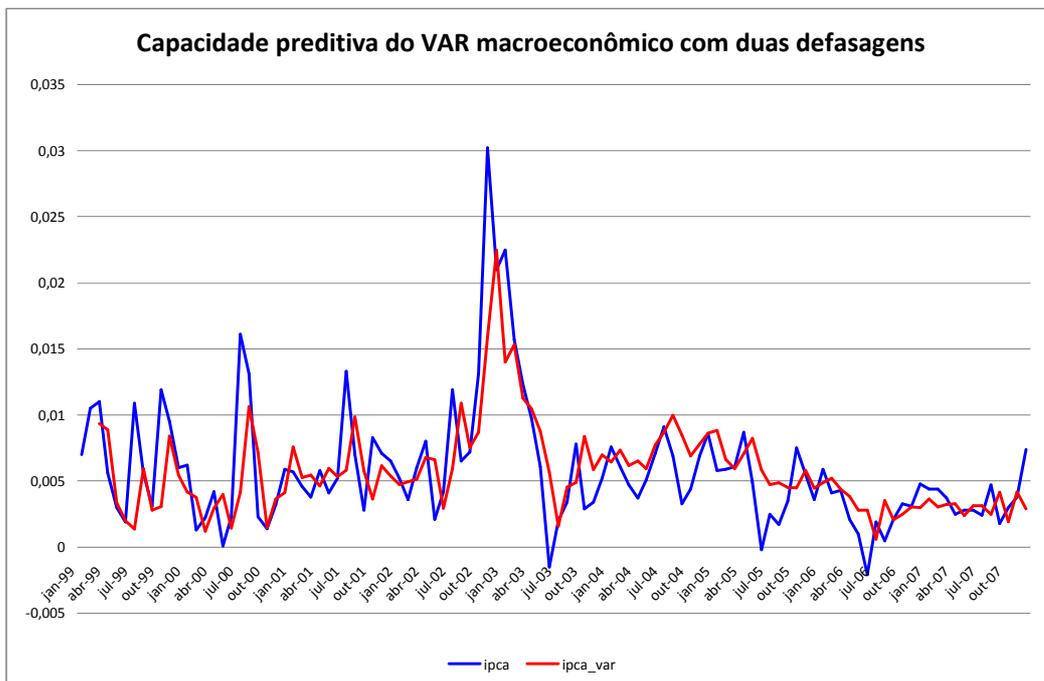


Figura 4 – Capacidade Preditiva do VAR

É interessante perceber que, de modo geral, o comportamento da previsão do VAR adere bem aos resultados da inflação¹⁶.

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

¹⁶ 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: λ , que indica a frequência de reajuste informacional, e α , 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 λ , 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 α , 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 parâmetros¹⁷.

Os resultados encontrados mostram que o intervalo sobre o qual são calculados os reajustes informacionais é $[0,07, 0,28]$ ¹⁸. Neste sentido, precisamos definir qual será a ponderação adotada¹⁹. 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

¹⁷ 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).

¹⁸ O desvio padrão dos coeficientes não altera significativamente os resultados.

¹⁹ 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 Central²⁰.

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

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

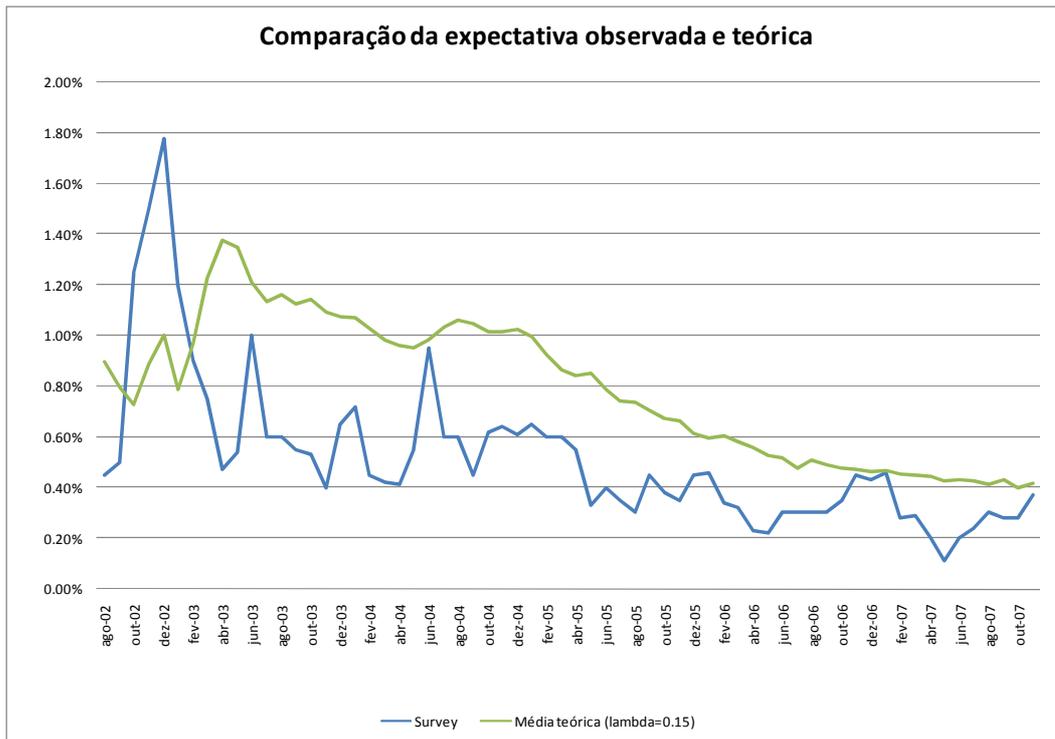


Figura 5 – Comparação das expectativas de *sticky information* (média) e observada (mediana)²¹

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.

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

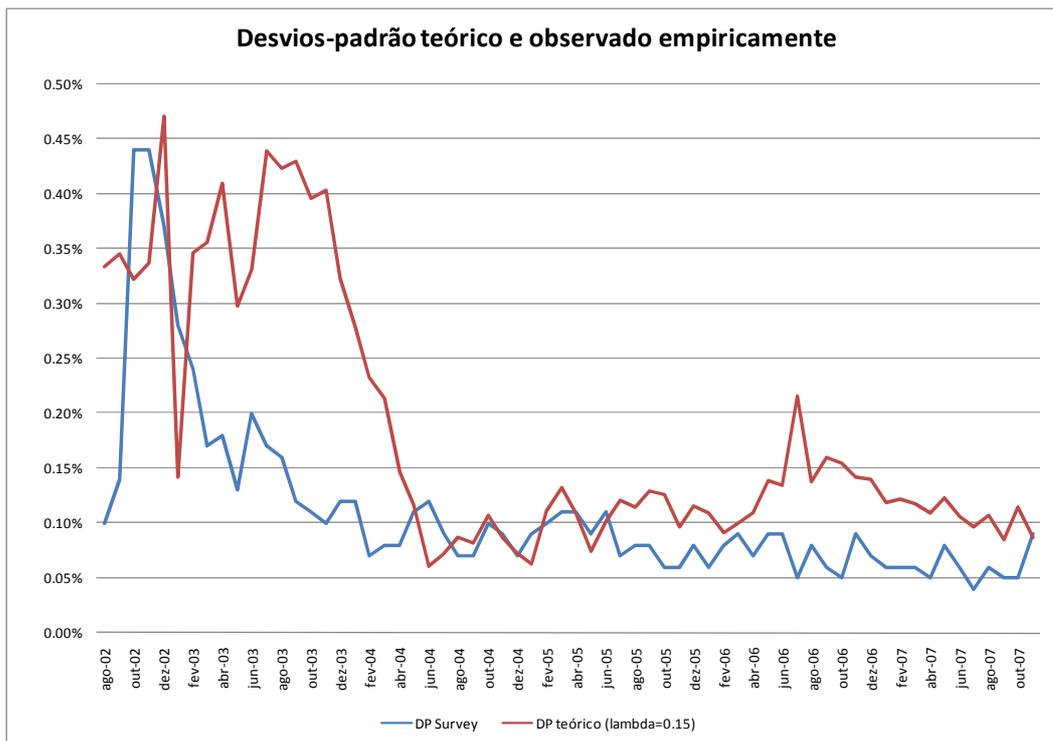


Figura 6 – Comparação entre os desvios padrão

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*.

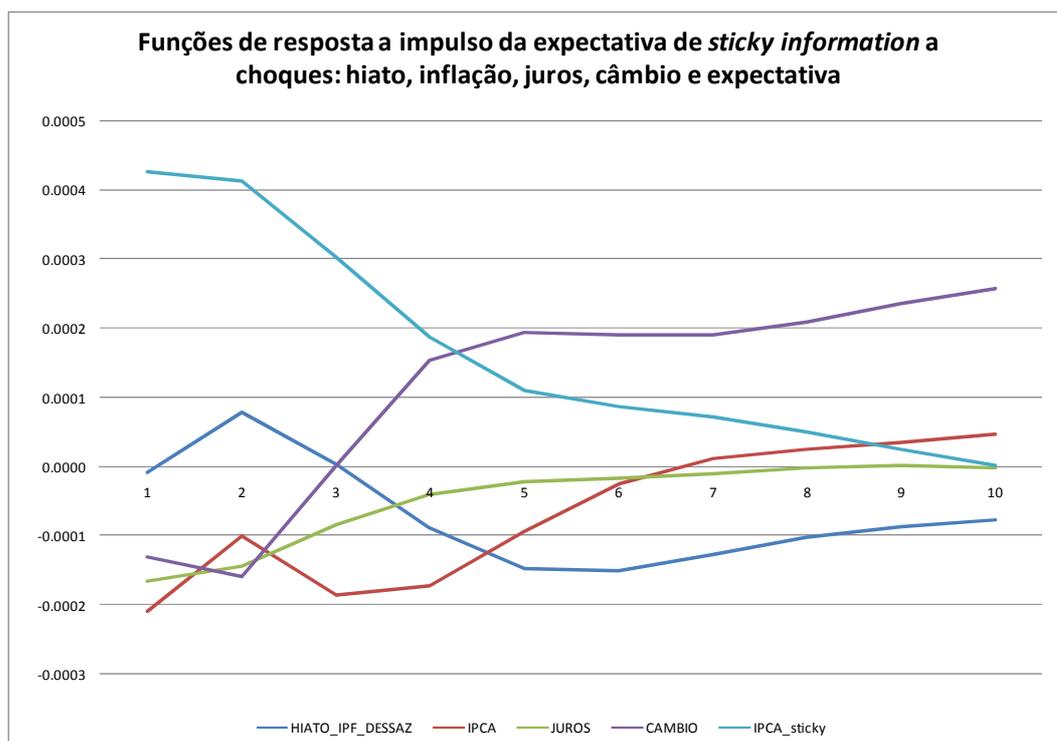
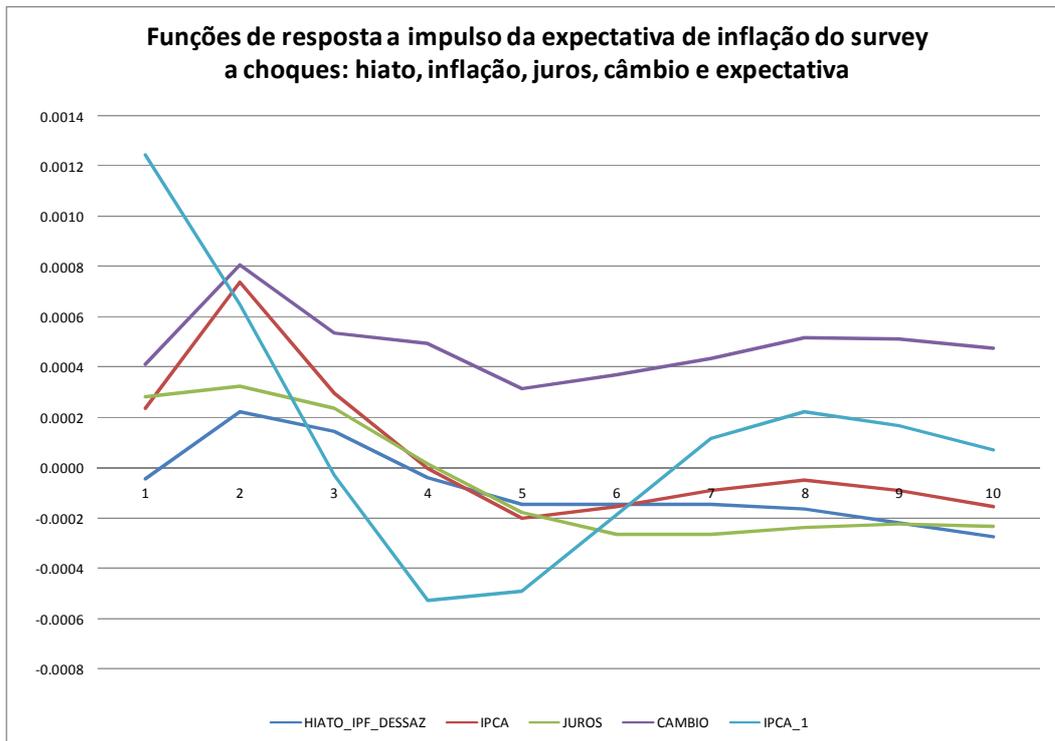


Figura 7 – Funções de resposta a impulso de *sticky information*Figura 8 – Funções de resposta a impulso das expectativas do *survey*

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*²². 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

²² 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 Brasil²³, 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

²³ Carvalho e Bugarin (2006)

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

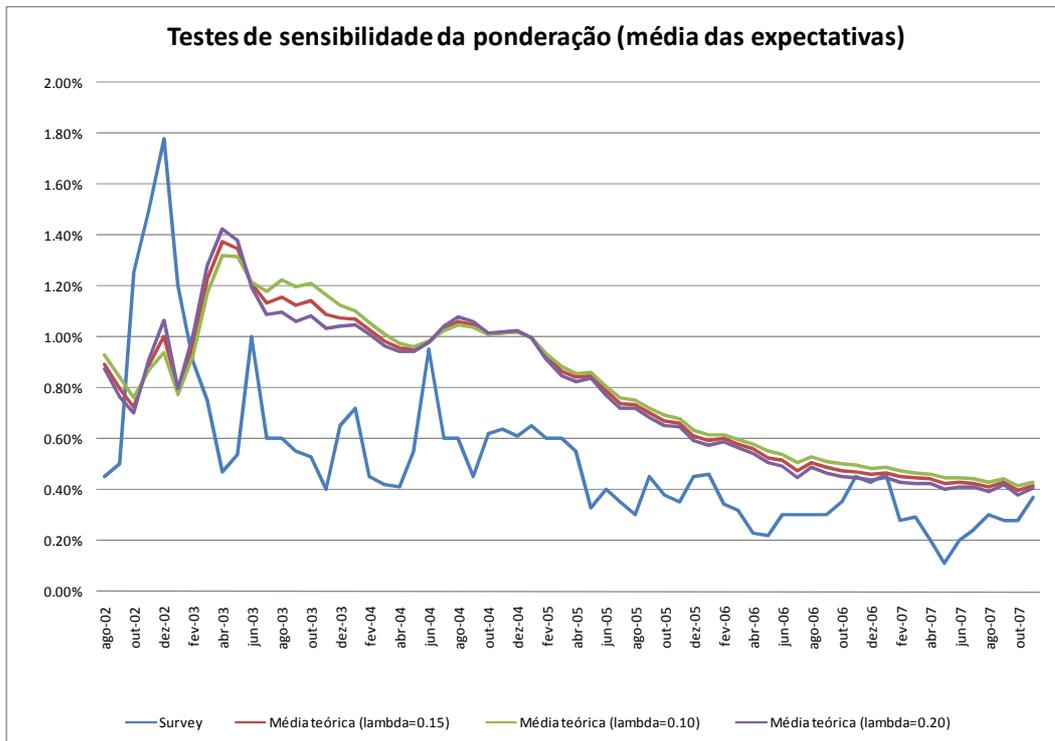


Figura 9 – Teste de sensibilidade da ponderação nas médias

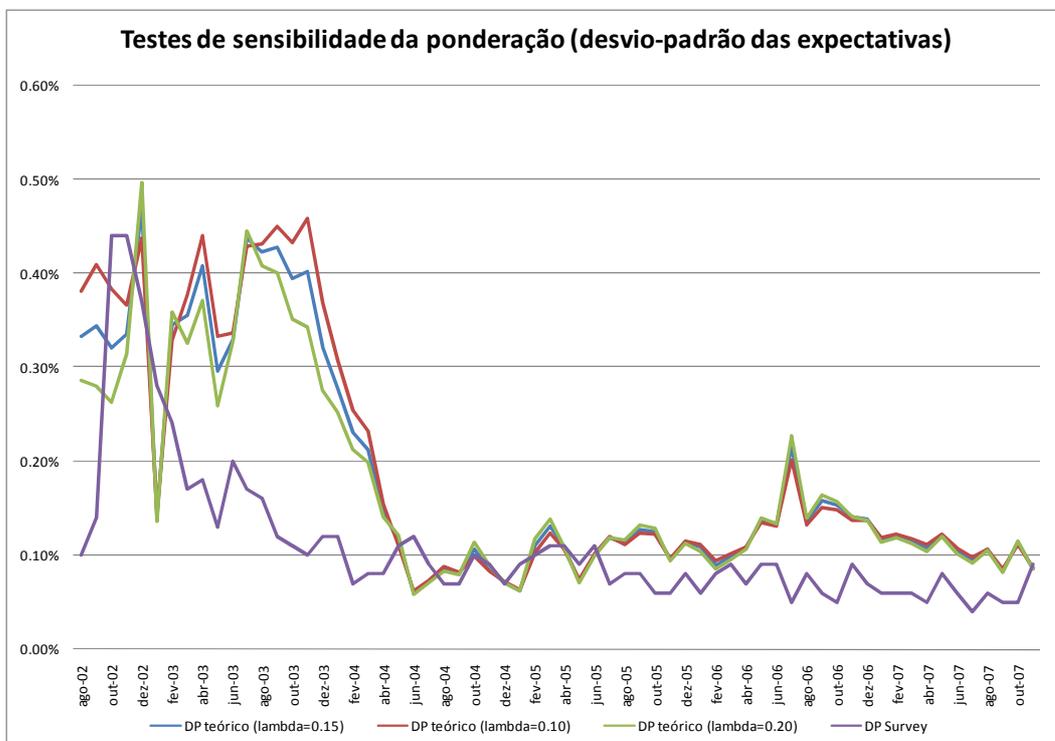


Figura 10 – Teste de sensibilidade da ponderação no desvio padrão

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

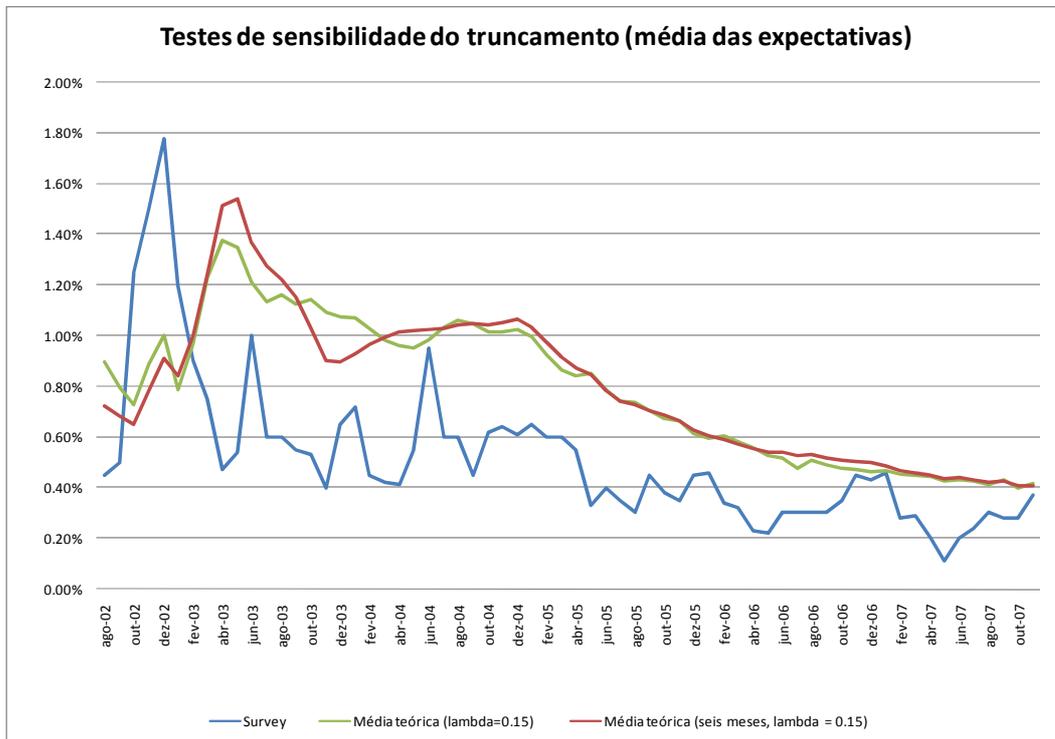


Figura 11 – Teste de sensibilidade do truncamento na média

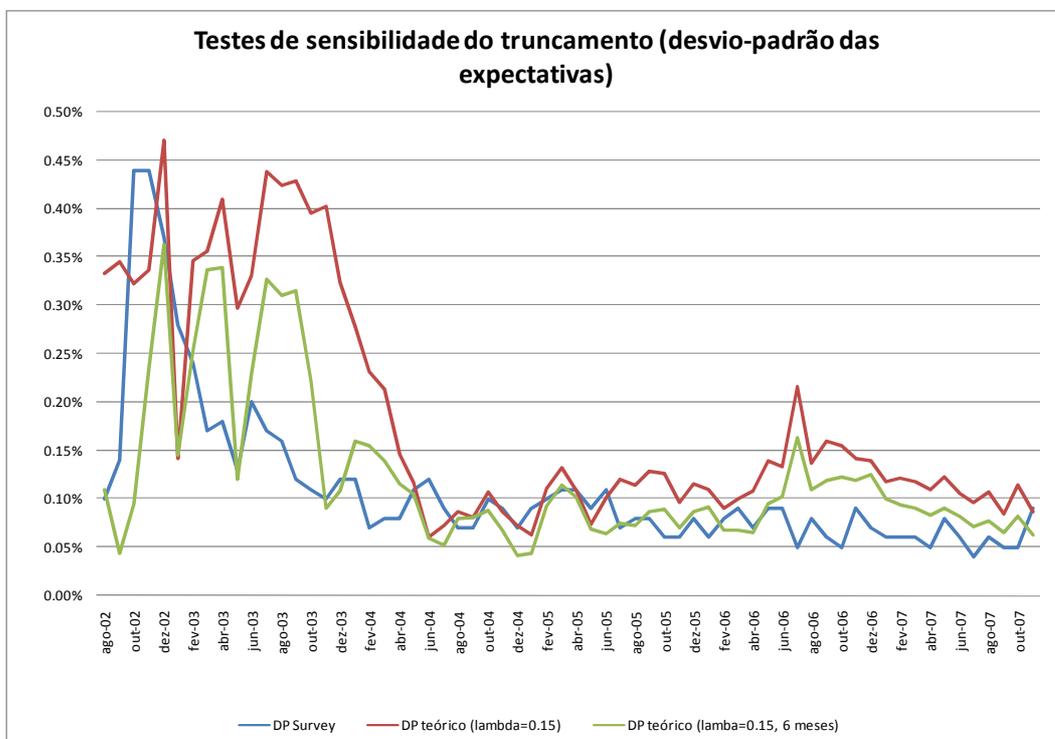


Figura 12 – Teste de sensibilidade do truncamento no desvio padrão

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

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 inflação²⁴, tal que alguns artigos passaram a dividir agentes entre membros do mercado financeiro e membros das famílias²⁵.

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

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

²⁵ Carroll (2003).

learning em que há um desvio pequeno de expectativas racionais²⁶, 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*²⁷. 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

²⁶ 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.

²⁷ 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 λ 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 ε_t é um choque transitório na inflação no período t , η_t um choque permanente na taxa fundamental da inflação, e π_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 ε no período t e de η 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 α_k e $(1 - \alpha_k)$. O coeficiente α_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 γ a proporção de agentes *experts* na economia e $(1-\gamma)$ a proporção dos comuns.

Dessa forma, a média instantânea²⁸ 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.

²⁸ 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 possível²⁹. 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

²⁹ 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 econométrico³⁰. Como hipótese, vamos supor que os custos seguem uma distribuição uniforme $[\underline{C}^k, \overline{C}^k]$ ³¹.

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 $t-1$ ³².

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).

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

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

³² 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 λ_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, γ , o segundo, é a ponderação que os agentes comuns dão às expectativas dos melhores agentes, que é α_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 λ .

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 2003³³ e, em maio de 2007, havia 153 *logins* na base de dados de expectativas de IPCA do Banco Central³⁴. É importante ressaltar que qualquer entidade pode solicitar participação na pesquisa, exigindo-se apenas regularidade e robustez. Além disso,

³³ Marques, Fachada e Cavalcanti (2003).

³⁴ 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:

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

ψ^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 τ no mês t;

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

τ_t → resultado ocorrido da variável τ no mês t;

$(\text{penalidade média})_{d_t} \rightarrow$ desvio absoluto médio das projeções válidas em d_t , para τ_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 τ_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 τ ;

1, se d_t igual ou posterior ao dia da primeira previsão da instituição para τ .

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-15³⁵.

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

³⁵ 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-feira³⁶.

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

³⁶ 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 dado³⁷. 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

³⁷ 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 desalinhamento entre o que o modelo sugere e os resultados encontrados nos testes de Causalidade de *Granger* refere-se ao coeficiente α_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 detalhe³⁸.

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

k : número de semanas até a divulgação do dado

³⁸ 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.

Media t	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
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 ²	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 ² 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.

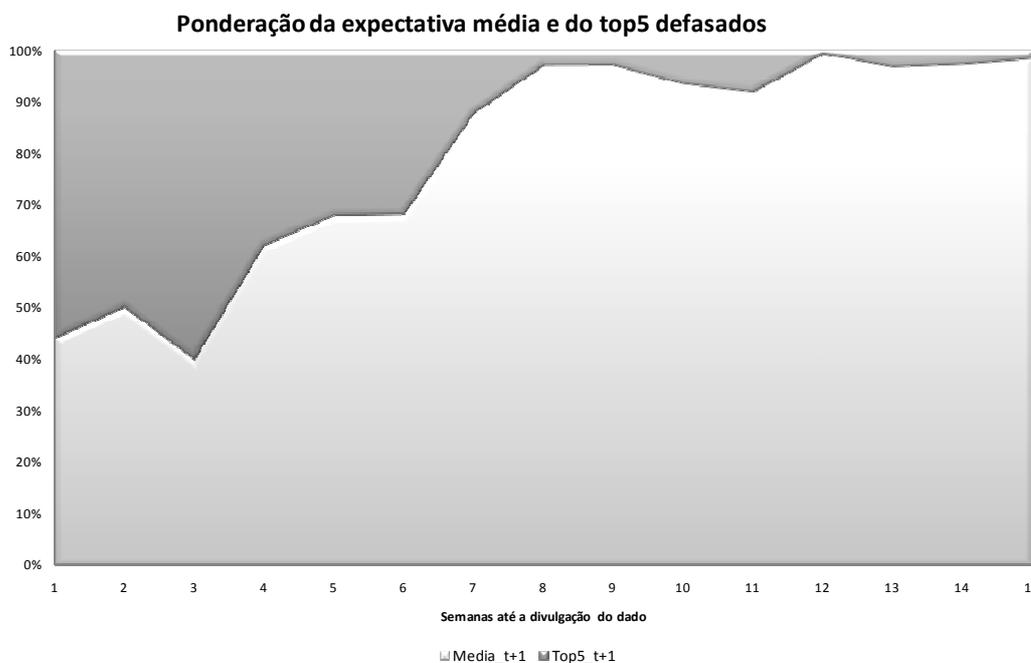


Figura 14 – Os pesos das expectativas defasadas

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.

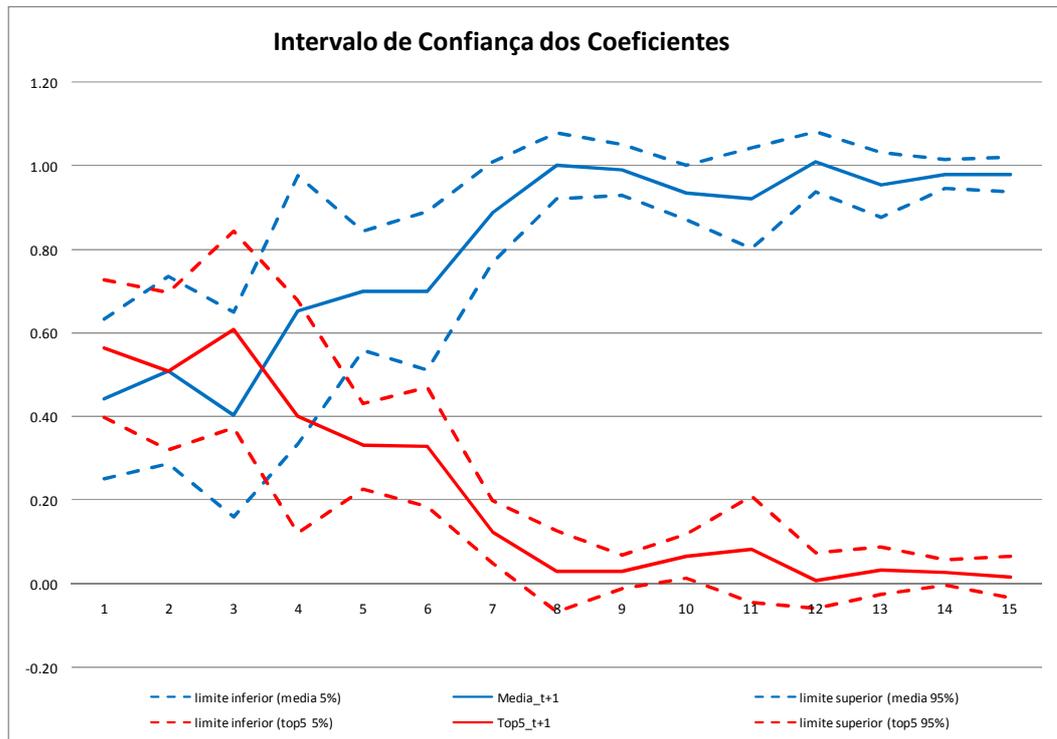


Figura 15 – Intervalo de confiança dos coeficientes

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 mesma³⁹. 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 λ , α_k e γ ⁴⁰, 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

³⁹ 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.

⁴⁰ Supomos que a parcela de agentes *Top-5* na população total é de 5%, então não estimamos γ , apenas colocamos este valor fixo.

taxa de juros⁴¹. 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**.

⁴¹ 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 _k	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
λ_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
α_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)⁴².

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 agentes⁴³ e, conseqüentemente, maiores serão

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

⁴³ 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.

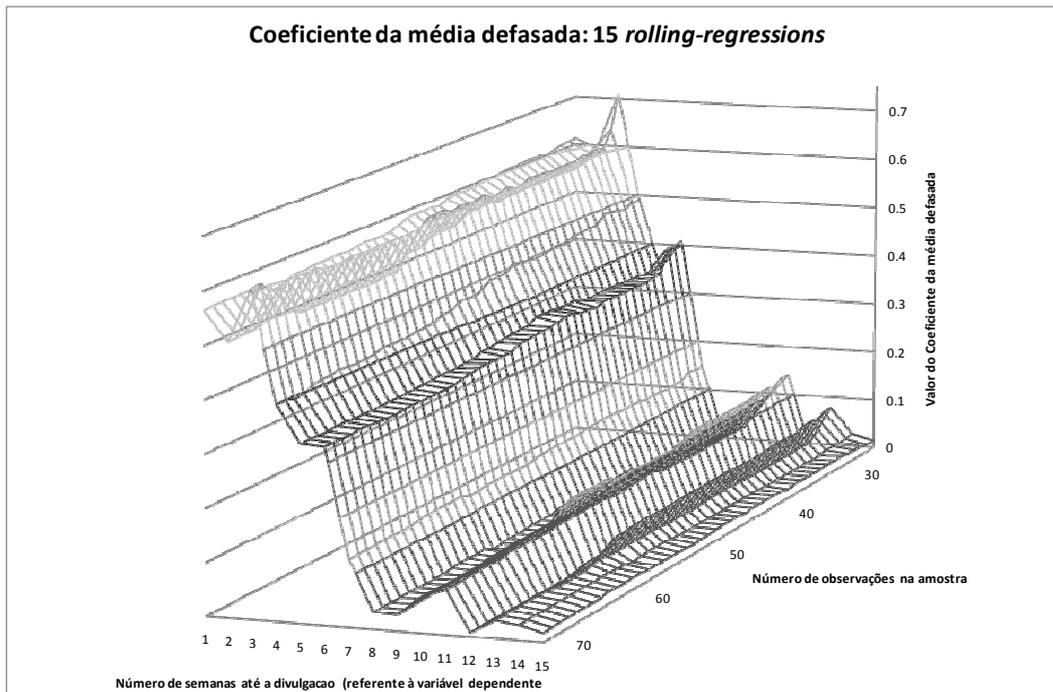


Figura 16 – Estabilidade no tempo dos coeficientes

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.

Dispersão na fixação de preços no Brasil

4.1.

Introdução

O estudo da eficácia da política monetária no Brasil pós-hiperinflação tem sido tema de muitos estudos recentes (Saud (2007) e Fernandes e Soto (2005) são exemplos). Diante da introdução do regime de metas de inflação, concomitante ao regime de câmbio flutuante, a importância de saber qual é o verdadeiro impacto da política monetária sobre o nível de preços é, de fato, extremamente relevante. No entanto, há uma predominância dos estudos empíricos brasileiros preocupando-se com o nível agregado de preços, mas ignorando uma dimensão tão importante quanto esta que é a mudança de preços relativos.

Se, por um lado, já há evidência empírica suficiente para garantir que a política monetária não é neutra com relação aos movimentos de preço e produto agregados, por outro não sabemos se ela é neutra com relação aos preços relativos. Desse modo, é importante saber se, por exemplo, após um choque monetário, há um aumento da dispersão de preços ou não, o que sugere a mudança de preços relativos na economia, conforme será mais bem explicado posteriormente.

A literatura referente ao estudo de choques monetários sobre preços relativos não é muito extensa; destacam-se alguns artigos principais. Balke e Wynne (2007) analisam a resposta da dispersão dos preços que compõem o PPI (*Producer Price Index*) após um choque monetário, utilizando uma metodologia econométrica de VAR com a utilização de equações para cada um dos preços que compõem o PPI, conforme será melhor descrito na próxima seção. Outro artigo que merece menção é o de Bils, Klenow e Kryvtsov (2003), que utiliza dados de consumo para fazer a análise, sendo bastante semelhante, na formalização metodológica, ao artigo de Balke e Wynne (2007). O trabalho de Bils e Klenow (2004) também é uma boa referência na análise da frequência de reajuste de

preços nos Estados Unidos, baseado em uma base de dados bastante completa. Por fim, um artigo recente de Boivin, Gianonni e Mihov (2007) elabora um estudo sobre o impacto de um choque monetário sobre os preços relativos utilizando um FAVAR (*Factor Augmented Vector Auto Regression*), que permite decompor a variação dos preços por conta de um choque setorial e por conta de um choque agregado.

No entanto, deve ser mencionado que a literatura de preços relativos está intimamente ligada à literatura de heterogeneidade na definição de preços. Suponha uma economia que tenha dois bens, um é reajustado mensalmente e o outro é reajustado anualmente. Se houver um choque monetário, é bem provável que o preço relativo dos bens se altere em virtude da incapacidade de reajustar os preços com a mesma frequência. Carvalho (2006) mostra que choques monetários em economias com reajuste heterogêneo de preços tendem a ter maiores efeitos e mais persistentes do que em economias não heterogêneas⁴⁴. Aoki (2001) mostra que, se há um setor com preços flexíveis e outro com preços rígidos, o Banco Central deve olhar o setor de preços rígidos ao determinar sua política monetária, o que pode ser interpretado como uma meta no núcleo da inflação.⁴⁵

Esta breve resenha da literatura nos permite entender, em grande parte, a motivação de estudar questões de preços relativos no Brasil. Conforme apresentamos, há artigos na literatura que avaliam como a política monetária ótima deve ser alterada quando há mudança nos preços relativos⁴⁶, outros artigos estudam o papel de heterogeneidade na definição de preços sobre o impacto do choque monetário⁴⁷. Dessa maneira, é oportuno tentarmos entender preços relativos após um choque monetário no Brasil⁴⁸.

Além desta dimensão até então não estudada para o Brasil, ao utilizar séries de preço desagregadas também é possível compreender melhor o *price puzzle*, que pode não ser captado quando utilizamos séries agregadas⁴⁹.

⁴⁴ Os resultados do artigo foram obtidos a partir da calibragem com dados dos Estados Unidos.

⁴⁵ Benigno (2004) também segue uma linha semelhante de estudo de heterogeneidade, mas avaliando a política monetária ótima em uma união monetária com dois países.

⁴⁶ Aoki (2001) e Benigno (2004) são exemplos.

⁴⁷ Carvalho (2006).

⁴⁸ Deve ser mencionado, ainda, que o interesse pelo estudo da neutralidade da moeda também motiva o artigo, pois a neutralidade exigiria que os preços relativos não se alterassem.

⁴⁹ Uma possibilidade para que não captássemos o *price-puzzle* agregado, seguindo Barth e Ramey (2001), seria se o canal de crédito fosse muito significativo em algumas indústrias, mas no

Este artigo contribui na literatura porque introduz, no estudo da política monetária brasileira, séries de preços desagregadas, permitindo avaliar mudanças de preços relativos, além de fenômenos que costumam ocorrer apenas no âmbito da firma ou da indústria, e que são obscuros quando tratamos de dados agregados.

Além desta introdução, este artigo apresenta estatísticas descritivas, metodologia, resultados econométricos e os efeitos de um aumento da taxa de juros e de depreciação cambial sobre a distribuição de preços. Posteriormente, dividimos a análise entre *tradeables* e *non-tradeables* e concluímos o artigo.

4.2.

Dados e Estatísticas de Posição

Neste estudo, utilizamos 512 índices de preços diferentes que constituem o IPCA, desagregação máxima divulgada pelo IBGE, definidos como subitens do IPCA. No entanto, como o IBGE alterou os índices que compõem o IPCA em julho de 2006, restringimos a atenção à amostra que começa em agosto de 1999 e vai até julho de 2006⁵⁰. Ainda que esta não seja uma grande amostra, há elementos que nos permitem sustentar a manutenção deste período. Em primeiro lugar, não houve mudança de regimes cambiais, que alteraria o modo como o choque monetário afeta os preços e constituiria uma variável omitida. Além disso, nesta época, o regime de metas de inflação foi o único sistema monetário utilizado pelo Banco Central, de modo que também conseguimos controlar para esta natureza de efeitos. Outra razão para não alterarmos o período amostral se deve ao fato de que, se quiséssemos expandir a amostra, os índices que compõem o IPCA se alterariam, o que acarretaria uma série de alterações simplesmente pelo aumento ou redução do número de séries no IPCA⁵¹. Dessa forma, as 82 observações (meses) que utilizaremos em nossas regressões parecem um número suficiente para as estimações. Cabe ainda ressaltar que optamos por não retirar nenhum dos subitens componentes do IPCA, pois não há evidência de

agregado não o fosse. Outra possibilidade seria se, de alguma forma, ao agregar as diversas séries de preço que constituem o nível de inflação da economia, os movimentos se cancelariam, obtendo um padrão menos acentuado. Para maiores detalhes de *price-puzzle* no Brasil, Minella (2003).

⁵⁰ Neste período da amostra não houve mudanças dos índices que compõem o IPCA.

⁵¹ Ver Balke e Wynne (2007).

sazonalidade na dispersão, que é nosso maior interesse⁵².

Além das séries referentes aos índices de preços, utilizamos variáveis macroeconômicas, sendo estas: câmbio (média mensal), juros (Selic), inflação (IPCA mensal) e o hiato do produto industrial⁵³ a partir do filtro de Hodrick-Prescott.

Inicialmente, é importante entender como se comporta a distribuição *cross-section* dos preços, visto que nosso interesse reside, justamente, nos preços relativos.

Para começar, apresentamos a distribuição das médias amostrais da inflação de cada uma das séries de preços que constituem o IPCA⁵⁴, conforme pode ser visto na **Figura 17**. Além disso, o gráfico mostra a densidade normal para que possamos comparar as duas distribuições. A distribuição apresentada abaixo foi feita por uma aproximação da distribuição de Kernel⁵⁵.

⁵² Realizamos o teste de Kolmogorov-Smirnov para avaliar se há mudança na distribuição comparando todos os meses do ano. Desse modo, avaliamos se a distribuição de janeiro é igual à de fevereiro, março etc.; se a de fevereiro é igual à de março, abril etc. Dentre os sessenta e seis testes, só podemos rejeitar a hipótese nula de igualdade de distribuições em dois deles (referentes aos pares março-outubro e março-novembro).

⁵³ A estimação usual teria PIB, ao invés do produto industrial. No entanto, como já mencionamos anteriormente, temos um número reduzido de observações. Desse modo, optamos por utilizar o produto industrial porque conseguimos manter periodicidade mensal na amostra, ao passo que a utilização do PIB nos obrigaria à estimação com base trimestral.

⁵⁴ A média utilizada não leva em consideração o peso de cada uma das séries porque não queremos impor diferentes pesos na distribuição. Interessa-nos o preço relativo, independentemente se o produto referente ao produto pesa muito ou não na cesta.

⁵⁵ Não utilizamos ponderação nesta seção porque o objetivo é entender a frequência dos reajustes, independentemente do peso dado a cada uma das categorias dentro do IPCA.

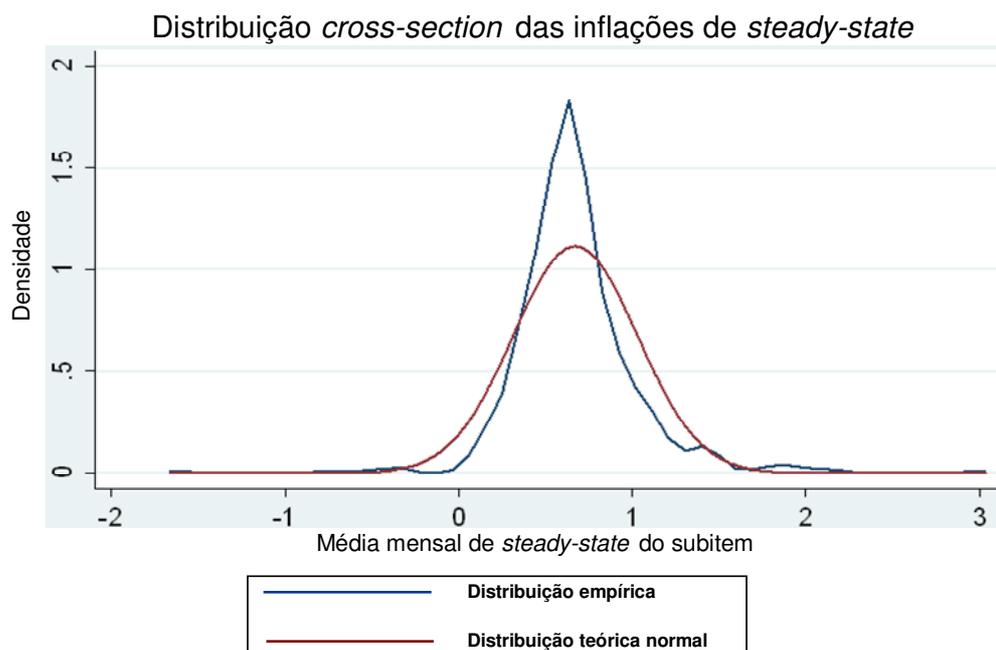


Figura 17 – Densidade empírica da distribuição *cross-section* das médias dos subitens do IPCA comparada à densidade normal

A principal característica da distribuição *cross-section* das séries é que ela é leptocúrtica, ou seja, sua distribuição está muito mais concentrada em torno da média do que o comportamento que a distribuição normal apresenta⁵⁶. Na prática, isto significa que a maior parte dos reajustes se dá em valores muito próximos à moda, sendo muito raros os reajustes ora muito positivos, ora muito negativos.

Outra característica importante é que a distribuição é assimétrica para a direita, sugerindo que a massa à esquerda é maior, pois a cauda à direita é mais longa⁵⁷.

A **Figura 17**, por se tratar da média de inflação de cada uma das séries, pode ser interpretada, grosso modo, como a distribuição de *steady-state* das inflações, que pode ser útil para comparar, por exemplo, com a distribuição quando ocorre um choque monetário. Com o objetivo de analisarmos com um pouco mais de rigor a diferença entre a densidade empírica de *steady-state* dos subitens e a densidade da normal, apresentamos um teste para avaliar a

⁵⁶ A média temporal da curtose é de 45,52, indicando que a distribuição é, de fato, leptocúrtica.

⁵⁷ Cabe ressaltar também que reajustes negativos são menos prováveis de ocorrer do que reajustes positivos. Os resultados para a distribuição do CPI norte-americano encontram uma distribuição assimétrica positiva e leptocúrtica (Balke e Wynne (2007)).

normalidade da distribuição *cross-section* das inflações mensais, no que se refere à curtose, assimetria e a ambos os conceitos juntamente.

Teste de normalidade da distribuição cross-section do IPCA	
	p-valor
Pr(assimetria)	0,0
Pr(curtose)	0,0
Pr(assimetria e curtose)	0,0

Tabela 14 – Teste de Normalidade da Distribuição *Cross-section* das Inflações que compõem o IPCA (p-valor apresentado)

Conforme pode ser visto na **Tabela 14**, rejeitamos a hipótese de normalidade para a distribuição *cross-section* das inflações de *steady-state*.

Tendo analisado o comportamento de *steady-state* da distribuição de preços, devemos avaliar como a média e a variância, respectivamente, se comportaram ao longo da amostra, o que pode ser visto na **Figura 18**.

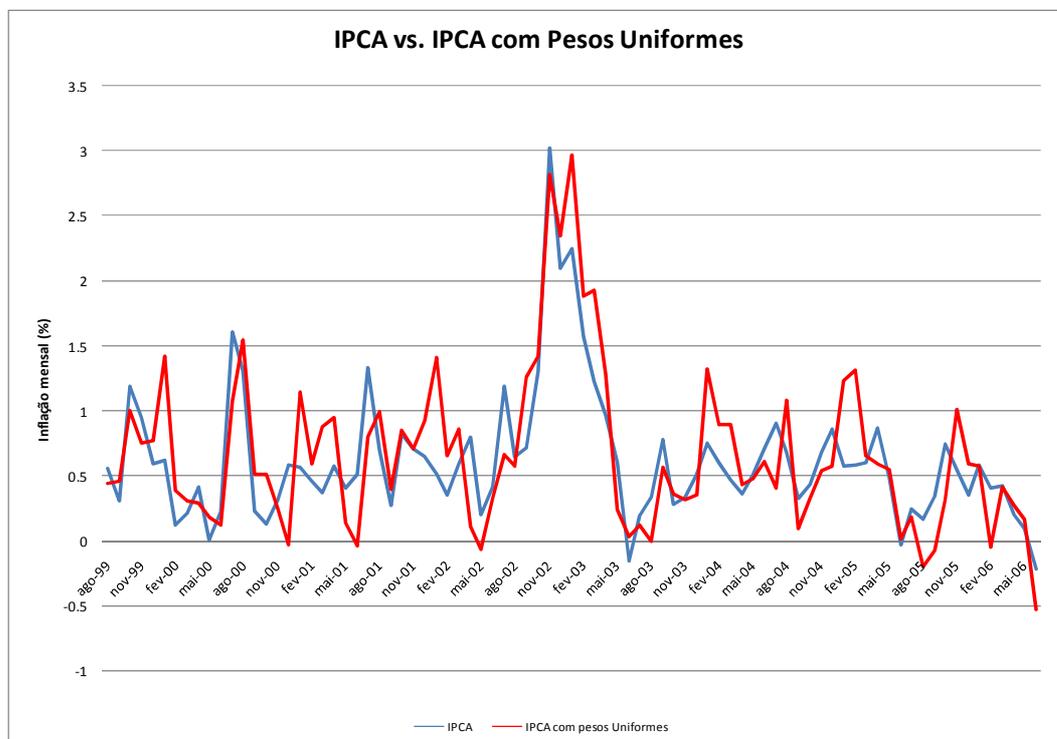


Figura 18 – IPCA vs. IPCA com pesos uniformes (Fonte: IBGE)

Note que a média *cross-section*, ou seja, o IPCA com pesos uniformes, tem

um pico no início de 2003, o que pode ser explicado por um repasse cambial nos preços, visto que a taxa de câmbio passou de 2,36 em dezembro de 2001 para 3,63 em dezembro de 2002, tal como é observado para a série de IPCA. Cabe ressaltar que a média *cross-section* não é a inflação agregada porque estamos considerando que todos os itens têm o mesmo peso na cesta; caso isto fosse verdade, a média *cross-section* coincidiria com a inflação. No entanto, mesmo não coincidindo, os resultados são bastante semelhantes, ainda que o IPCA pareça ter um comportamento mais suave do que aquele observado pelo IPCA com pesos uniformes.

Análise análoga deve ser feita com relação ao desvio padrão. No entanto, ainda que o desvio padrão tenha aumentado neste mesmo período, este aumento não é tão expressivo quanto no caso da média, como pode ser observado na **Figura 19**. Conforme o gráfico do desvio padrão documenta, houve outros períodos em que a variância também foi alta.

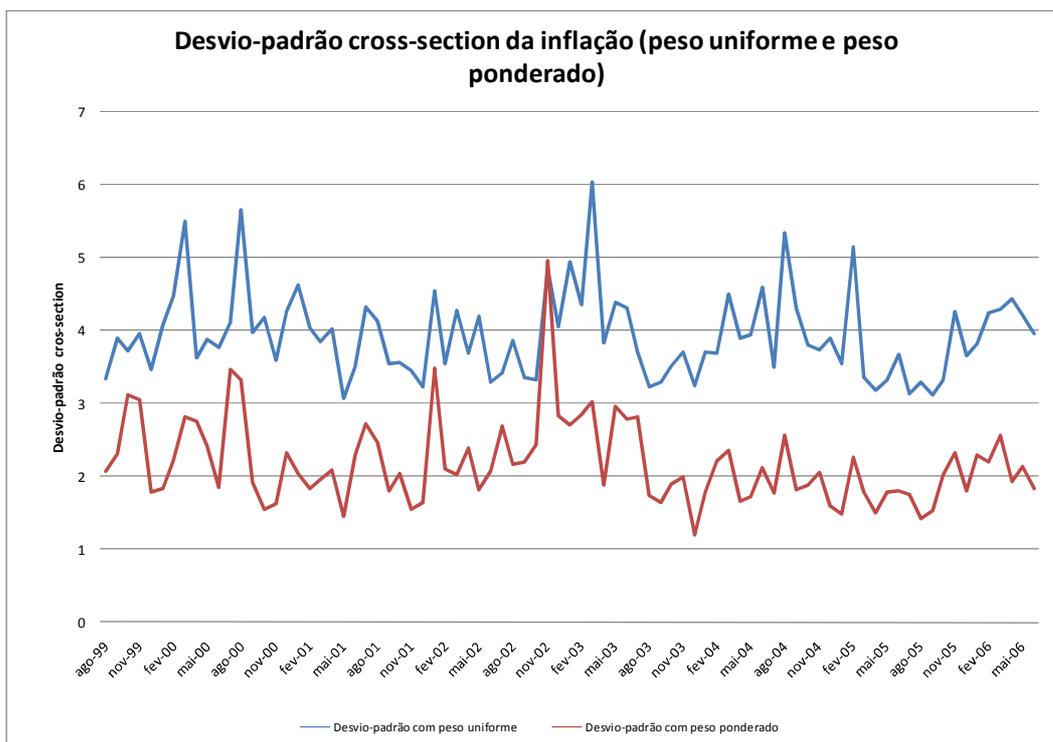


Figura 19 – Desvio padrão *cross-section* da inflação (peso uniforme e peso ponderado)
(Fonte: IBGE)

Cabe ressaltar, ainda, a diferença entre os índices de desvio padrão quando levamos em consideração o peso de cada subitem dentro da cesta do IPCA.

Utilizando os pesos divulgados pelo IBGE para cada um dos subitens, cujos pesos são variantes no tempo, construímos o desvio padrão com e sem a ponderação utilizada pelo IBGE no índice. É de se notar, então, como houve um desacoplamento, em 2003, entre os dois índices, provavelmente pelo efeito cambial, que deve ter um impacto distinto nos dois índices apresentados. Mais ainda, os índices que parecem mais divergir entre si devem ter um peso menor, uma vez que o desvio padrão *cross-section* ponderado é consistentemente menor⁵⁸.

A questão que surge, então, é se podemos fazer algum tipo de relação entre a média e o desvio padrão da distribuição *cross-section*⁵⁹. A **Figura 20** mostra que, com o aumento da média, parece haver um aumento da variância *cross-section*, sugerindo que o primeiro e o segundo momento são correlacionados.

⁵⁸ O IPCA é um *Índice de Laspeyres* de base móvel, que considera não haver efeito substituição entre os produtos (se um item do índice sobe, o consumidor não reduz o seu consumo substituindo-o por outro, simplesmente esse produto passa a ter um peso maior na sua cesta de compras). Cabe citar que “sabendo que os índices do IBGE empregam em sua fórmula de cálculo o *Índice de Laspeyres*, é necessário que a estrutura de gastos esteja atualizada para o período-base de comparação do novo indicador. Por isso, um dos procedimentos técnicos utilizados pelo IBGE nesta revisão constitui-se na atualização dos pesos obtidos na POF, corrigindo-os desde o período utilizado como referência da nova estrutura de ponderação” (Série Relatórios Metodológicos, vol. 34).

⁵⁹ A análise apresentada utiliza a ponderação proposta pelo IBGE na construção do IPCA.

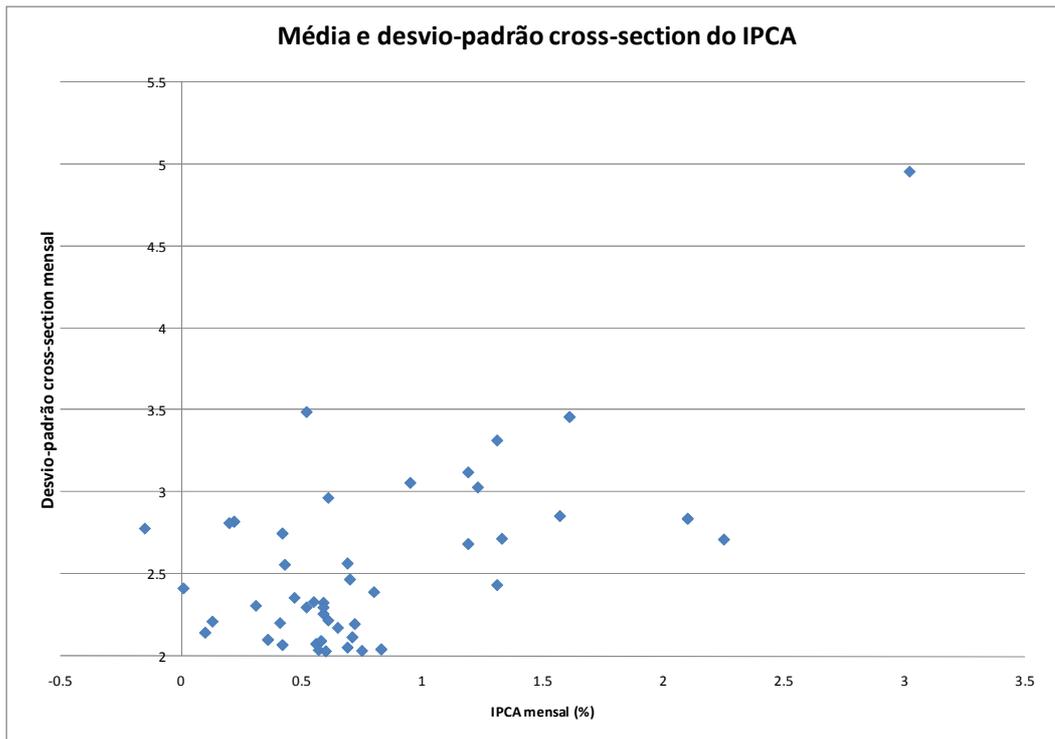


Figura 20 – Média e desvio padrão *cross-section* do IPCA (Fonte: IBGE)

Neste gráfico, cada ponto é um mês da amostra, de tal modo que temos 83 pares de observações de média e desvio padrão *cross-section* do IPCA

Este resultado de correlação positiva entre a média *cross-section* e o desvio padrão nos leva a fazer outras conjecturas referentes às correlações entre estas variáveis e algumas variáveis macroeconômicas.

Seguindo no estudo de tentar identificar se existe alguma relação entre os diferentes momentos da distribuição do IPCA, apresentamos, na **Tabela 15**, os coeficientes de correlação entre os momentos.

	Média	Variância	Coefficiente de Variação	Terceiro Momento	Curtose	Quarto Momento	Assimetria
Média	1,00						
Variância	0,65	1,00					
Coefficiente de Variação	-0,11	0,05	1,00				
Terceiro Momento	0,59	0,74	-0,06	1,00			
Curtose	-0,24	-0,09	0,28	0,31	1,00		
Quarto Momento	0,40	0,69	0,16	0,89	0,48	1,00	
Assimetria	0,24	0,20	-0,07	0,61	0,59	0,46	1,00

Tabela 15 – Coeficientes de correlação entre diferentes momentos estatísticos do IPCA e variáveis macroeconômicas (Fonte: IBGE)

A opção por apresentarmos, conjuntamente, momentos e momentos centrais

advém de dois fatores. Em primeiro lugar, a assimetria e a curtose são conceitos já intuitivos, que nos permitem uma interpretação mais imediata dos resultados. Além disso, como estamos dividindo pela variância, os resultados tendem a ser mais difíceis de serem mantidos⁶⁰.

Deve-se ressaltar, inicialmente, que todos os momentos foram obtidos a partir de um corte transversal nos subitens que compõem o IPCA, de tal modo que temos uma série de primeiro, segundo, terceiro e quarto momentos da distribuição *cross-section* do IPCA. Em posse disso, é possível avaliar a correlação entre as séries.

Conforme mencionado anteriormente, a média e a variância apresentam alta correlação positiva, resultado que parece intuitivo se lembrarmos da **Figura 20**. No entanto, a **Tabela 15** apresenta resultados extremamente interessantes. De forma geral, os momentos parecem ser muito ligados, de tal modo que, a um aumento da média, haveria um aumento dos momentos mais altos analisados. Mais do que uma evidência definitiva da mudança do padrão da distribuição quando há uma mudança na média do IPCA, esta tabela parece passar um resultado incontestável de que os demais momentos da distribuição devem ser analisados.

Desse modo, um estudo mais aprofundado, utilizando arcabouço econométrico, será feito, tentando avaliar como a distribuição de preços como um todo reage a uma variação do câmbio ou dos juros.

4.3.

Metodologia

Nesta seção, apresentamos a metodologia apropriada para o estudo do choque monetário sobre os preços relativos. Em primeiro lugar, é importante definir como se dará a estimação dos resultados para então definir como será construído o choque monetário.

Na realização deste exercício, temos dois tipos de variáveis: variáveis macroeconômicas e variáveis que compõem o IPCA. A metodologia utilizada para a estimação dos resultados é baseada em VARs, bastante semelhante àquela

⁶⁰ No apêndice, explicamos como são construídos os momentos estatísticos apresentados.

proposta por Balke e Wynne (2007).

Inicialmente, fazemos um VAR de variáveis macroeconômicas, escolhendo o número de defasagens por um critério de informação, com o hiato do produto industrial ajustado sazonalmente, IPCA, juros e variação cambial.

No entanto, isto não basta, pois queremos saber como se comportam as variáveis que compõem o IPCA. Desse modo, precisamos acrescentar uma equação que explique como o índice de preços em questão se comporta em face de mudanças nas variáveis macroeconômicas. Sob a hipótese de que cada um dos índices tem peso muito pequeno para que afete as variáveis macroeconômicas, não é necessário incluir esta variável em nosso VAR. Desse modo, o que fazemos é acrescentar uma equação referente ao índice de preços em questão com o mesmo número de defasagens do vetor auto-regressivo, tendo 512 sistemas de equações:

Seja S_i o sistema de equações referente ao índice de preços i , onde:

$$i \in [1, 512] \quad \left. \begin{array}{c} \text{VAR} \\ p_{it} = a_1 e_{t-1} + a_2 i_{t-1} + a_3 ipca_{t-1} + a_4 y_{t-1} + u_t \end{array} \right\} \quad \text{Eq. 4-1}$$

Escrevendo S_i em formato matricial para o caso particular de um VAR com apenas uma defasagem no formato reduzido:

$$\begin{pmatrix} \text{câmbio}_t \\ \text{juros}_t \\ \text{ipca}_t \\ y_t \\ p_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & 0 \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{câmbio}_{t-1} \\ \text{juros}_{t-1} \\ \text{ipca}_{t-1} \\ y_{t-1} \\ p_{it-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{pmatrix} \quad \text{Eq. 4-2}$$

Tendo apresentado a metodologia de estimação dos resultados, resta-nos explicar como faremos a abordagem para um choque monetário. Há três abordagens na literatura: Bernanke e Mihov (1998), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) e Romer e Romer (2004). Bernanke e Mihov (1998) constroem um VAR semi-estrutural com algumas relações livres e outras não, mas que inclui reservas e taxa de juros para definir a política monetária. Romer e Romer (2004)

utilizam as atas e documentos divulgados pelo Fed para definir quando há um choque monetário. Por fim, Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) fazem uma boa resenha da literatura, além de apresentar um VAR para análise de choque monetário que se tornou *benchmark* na literatura.

Procederemos da seguinte maneira: uma vez encontrado o VAR que rege a economia, assim como todas as equações que definem os preços desagregados, calculamos o valor estimado para cada uma das variáveis dependentes, se as variáveis independentes forem iguais às suas respectivas médias. Como estamos tratando de um vetor auto-regressivo, o sistema converge para um valor constante em cada uma das variáveis. O ponto principal do artigo, então, é analisar o que ocorre com cada um dos índices de preços desagregados quando há um aumento da taxa de juros ou uma depreciação cambial no estado de equilíbrio. A opção pela utilização deste método, em detrimento do mais usual referente às funções de resposta a impulso, decorre do fato de que não queremos impor uma ordenação na matriz de covariância. Além disso, a previsão será feita com base nos coeficientes das próprias equações, isto é, estamos supondo uma estrutura de mínimos quadrados ordinários e apenas utilizamos a generalização que é um vetor auto-regressivo. Desse modo, não é necessária a inclusão de variáveis contemporâneas nas equações de preços individuais. Cabe ressaltar que optamos por utilizar a mesma estrutura ótima de defasagens do vetor auto-regressivo nas equações de preços individuais para manter o tratamento dos dados. Deve ser ressaltado que as defasagens maiores aparecem apenas à medida que afetam o coeficiente da primeira defasagem.

Veja que toda a análise que se segue se baseará na estimação pontual dos coeficientes, sem considerar o intervalo de confiança sobre o qual se fazem as previsões. Optamos por proceder desta forma, em primeiro lugar, pelo fato de que, por estarmos tratando de 512 índices de preços, uniformizamos as regressões, sem nos preocupar com a significância estatística de cada um dos coeficientes. Além disso, dado o período amostral reduzido, os intervalos de confiança tendem a ser grandes, o que impossibilitaria a análise subsequente. No apêndice, apresentamos simulações de Monte Carlo, supondo independência na distribuição dos parâmetros, como forma de robustez e para entender o papel dos intervalos de confiança sobre nossos resultados.

4.4.

Resultados Econométricos

Nesta seção, explicaremos como escolhemos o número de defasagens do VAR das variáveis macroeconômicas, assim como as equações que ditam o comportamento das séries que compõem o IPCA.

Para escolher o VAR correto, analisamos qual das especificações possui um menor valor para os critérios de informação. Dessa forma, a única alteração no VAR se refere às defasagens incluídas, visto que as variáveis (hiato do produto industrial ajustado sazonalmente, variação mensal do IPCA, juros e variação cambial) se mantêm as mesmas em todas as especificações.

Testes de Escolha de defasagens do VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	406.13	NA	0.00	-11.33	-11.20	-11.28
1	500.90	176.21	0.00*	-13.55	-12.91*	-13.29*
2	509.86	15.64	0.00	-13.35	-12.20	-12.89
3	524.34	23.66	0.00	-13.31	-11.65	-12.65
4	540.12	23.99	0.00	-13.30	-11.13	-12.44
5	555.65	21.88	0.00	-13.29	-10.61	-12.22
6	572.50	21.83	0.00	-13.31	-10.12	-12.04
7	582.63	11.98	0.00	-13.14	-9.45	-11.67
8	594.85	13.09	0.00	-13.04	-8.83	-11.37
9	601.54	6.40	0.00	-12.78	-8.06	-10.90
10	621.18	16.60	0.00	-12.88	-7.65	-10.80
11	644.64	17.18	0.00	-13.09	-7.35	-10.81
12	703.35	36.38*	0.00	-14.29*	-8.05	-11.81

Tabela 16 – Escolha de defasagens do VAR pelo critério de informação

Como podem ser observados na **Tabela 16**, os critérios de informação diferem quanto ao número de variáveis que devem ser incluídas. Em virtude de termos um número reduzido de observações, devemos optar por um vetor auto-regressivo que seja parcimonioso no número de defasagens. Dessa forma, os critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ)⁶¹ sugerem o uso de apenas uma

⁶¹ As fórmulas dos critérios de Schwarz e Hannan-Quinn são apresentadas abaixo:

defasagem.

Para ilustrar os resultados encontrados, mostramos as funções de resposta a impulso para o VAR de variáveis macroeconômicas estimado. Note que, na obtenção das funções de resposta a impulso, é necessário definirmos uma ordem, uma vez que estamos triangularizando a matriz *à la* Cholesky. Os resultados foram obtidos com a seguinte ordenação: hiato do produto industrial, IPCA, juros e variação cambial. Isto significa que, por exemplo, o hiato industrial afeta (mas não é afetado por) as demais variáveis contemporaneamente. A **Figura 21** apresenta os resultados a um choque de um desvio padrão nas variáveis.

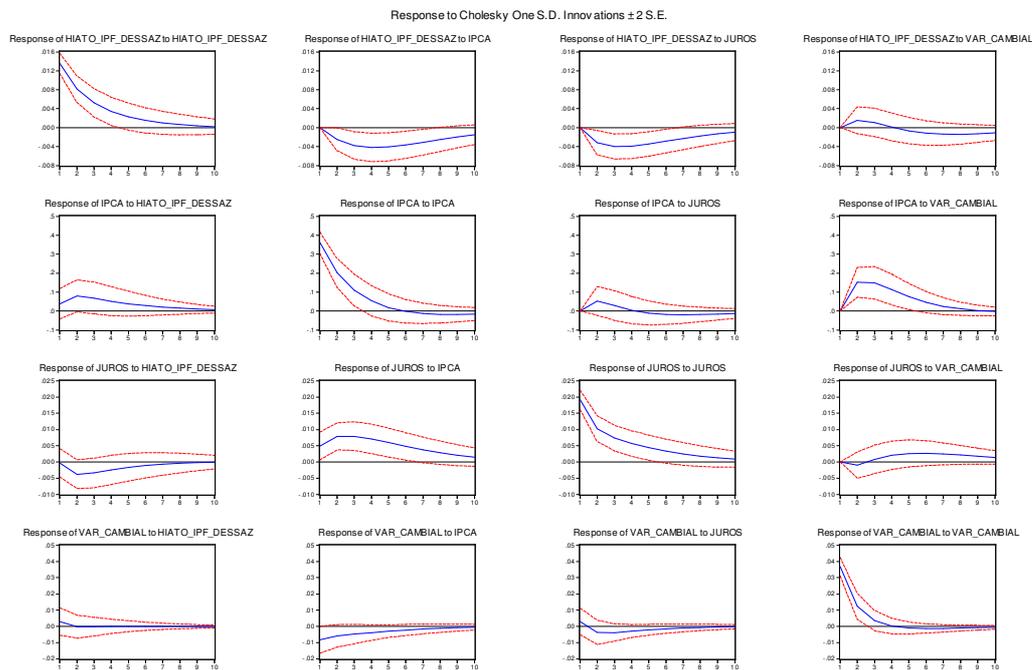


Figura 21 – Funções de Resposta a Impulso no VAR macroeconômico estimado

As funções de resposta a impulso apresentam um comportamento, em linhas gerais, compatível com o que esperávamos. O hiato responde negativamente aos juros, que responde positivamente ao aumento do IPCA, que por sua vez responde positivamente a uma variação cambial positiva. Além destes resultados, há evidência de *price-puzzle*, uma vez que o IPCA aumenta quando há um choque

$$BIC = n \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) + k \ln(n)$$

$$HQC = n \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) + 2k \ln(n)$$

positivo nos juros, mas depois se reduz. Um resultado paradoxal é a queda da taxa de juros frente a um choque positivo no hiato. Ainda que o coeficiente negativo não seja estatisticamente significativo, não está em linha com uma política monetária que reage a choques no nível de atividade para evitar surtos inflacionários.

Já definido e apresentado o VAR, resta-nos realizar as 512 equações referentes aos índices que compõem o IPCA. Por restrição de espaço, não é possível mostrar todas as equações⁶². Desse modo, apresentaremos algumas estatísticas descritivas.

Dado nosso interesse em avaliar o comportamento dos preços em resposta a uma mudança nos juros, apresentamos principalmente os dados referentes ao coeficiente de juros defasados, presente em todas as equações de preço.

	Número de coeficientes		Média dos coeficientes		
	Positivos	Negativos	Geral	Positivos	Negativos
P(-1)	319	193	0,1	0,2	-0,1
Hiato (-1)	258	254	0,1	13,4	-13,4
IPCA (-1)	434	78	0,7	1,0	-0,5
Juros (-1)	296	216	-0,1	9,2	-12,9
Variação cambial (-1)	308	204	2,9	8,7	-5,9

Tabela 17 – Estatísticas descritivas das equações de preço desagregado

Na **Tabela 17**, apresentamos o número de coeficientes positivos e negativos encontrados quando estimamos as 512 equações de subitens. Além disso, apresentamos a média incondicional dos parâmetros, a média dado que o coeficiente era positivo e a média dado que o coeficiente era negativo. Os resultados mostram que, em média, o câmbio tem um impacto positivo no índice de preços, assim como o hiato do produto e a inércia inflacionária do próprio índice. No que se refere à taxa de juros, deve ser observado que o valor é negativo, tal como esperávamos, mas 216 subitens apresentam correlação positiva entre juros e índice de preços.

⁶² Não apresentaremos os resultados para cada uma das 512 equações por restrição de espaço, mas os resultados podem ser obtidos requisitando-se ao autor. Da mesma forma, cabe

4.5.

Resultados

Nesta seção, apresentamos os resultados de um choque sobre a distribuição de preços, supondo um VAR na forma reduzida. O procedimento inicial analisado nesta seção foi o de encontrar o valor estimado de cada variável a partir do *steady-state* em que o modelo se encontra passados 500 períodos. Como estamos tratando de um vetor auto-regressivo, o sistema converge para um valor constante em cada uma das variáveis. Uma vez que convergiu, prossegue-se dando um choque de 1% sobre a taxa de juros de equilíbrio. Dessa maneira, não estamos captando um choque monetário puro, tal como normalmente se observa quando utilizamos funções de resposta a impulso. Há três motivações que nos levaram a preferir esta metodologia.

Em primeiro lugar, o interesse reside em acompanhar a resposta dinâmica à uma inovação na taxa de juros, isto é, estamos interessados no aumento “proposital” da taxa de juros, e não do que ocorre com a taxa de juros, em períodos subseqüentes, pela dinâmica deflagrada por inovações em outras variáveis. Cabe ressaltar que o interesse maior está na inovação na taxa de juros e não no choque monetário puro. A razão para tal se deve ao fato de que temos um interesse preditivo, isto é, dado que o Banco Central alterou a taxa de juros, independente dos efeitos da taxa de juros sobre as outras variáveis, é nosso interesse avaliar o que ocorre com a dispersão de preços. É possível, portanto, que quando avaliemos o aumento da taxa de juros, isto também possa estar correlacionado, por exemplo, com uma depreciação cambial. Isto não é uma fraqueza do exercício, pois queremos saber o que de fato ocorre com a distribuição de preços, e não o que ocorreria se houvesse um choque monetário puro. Dessa maneira, se os choques são correlacionados, é natural que aceitemos isto com o objetivo de melhor prever o comportamento da distribuição de preços. Além deste ponto, há um segundo motivo referente às restrições para identificação do VAR. A utilização da decomposição de Cholesky, por exemplo, é

mencionar que muitos dos coeficientes não são estatisticamente significantes, mas utilizamos seu valor pontual na realização do exercício.

extremamente arbitrária e nossos resultados estariam muito sensíveis à ordenação escolhida. Ainda que a literatura utilize uma certa ordenação com frequência, não há unanimidade com relação a este ponto e, mais ainda, modelos microfundamentados não parecem corroborar este ponto⁶³. Por fim, a utilização de funções de resposta a impulso dificulta a análise entre os diversos VARs construídos para cada um dos subitens, pois não sabemos qual era a variância entre os índices de preços antes do choque.

De todo modo, apresentamos os resultados utilizando um choque monetário com decomposição de Cholesky no apêndice.

A partir de então, analisa-se a resposta desagregada do índice de preços enfocando três âmbitos distintos: (i) média, (ii) variância, assimetria e curtose e (iii) distribuição. Para facilitar o entendimento, apresentamos os resultados em subseções distintas.

4.5.1.

Avaliação dos resultados I - Taxa de juros

É importante ressaltar que, nesta seção, não podemos falar em choque monetário, tal como a literatura utiliza, ou seja, um choque não correlacionado com os demais choques do modelo. O interesse, nesta seção, é preditivo. O ponto é que, quando o Banco Central eleva em 1% a taxa de juros, isto significa que a estrutura de preços muda. Dessa maneira, nosso objetivo, aqui, não é apresentar o impacto do choque monetário puro sobre a distribuição de preços, mas tentar prever a estrutura de preços a partir da elevação da taxa de juros.

4.5.1.1.

Média

O interesse pela média após uma elevação da taxa de juros é imediato, visto que esta é o alvo do Banco Central no regime de metas de inflação. Ainda que nossa metodologia não seja a mais apropriada para avaliar o impacto de um

⁶³ Woodford (2003).

choque monetário meramente sobre a inflação, é interessante mostrar o que ocorre nesta situação. Além disso, aproveitamos para mostrar a diferença entre o gráfico do IPCA estimado no VAR e o IPCA construído a partir das variáveis.

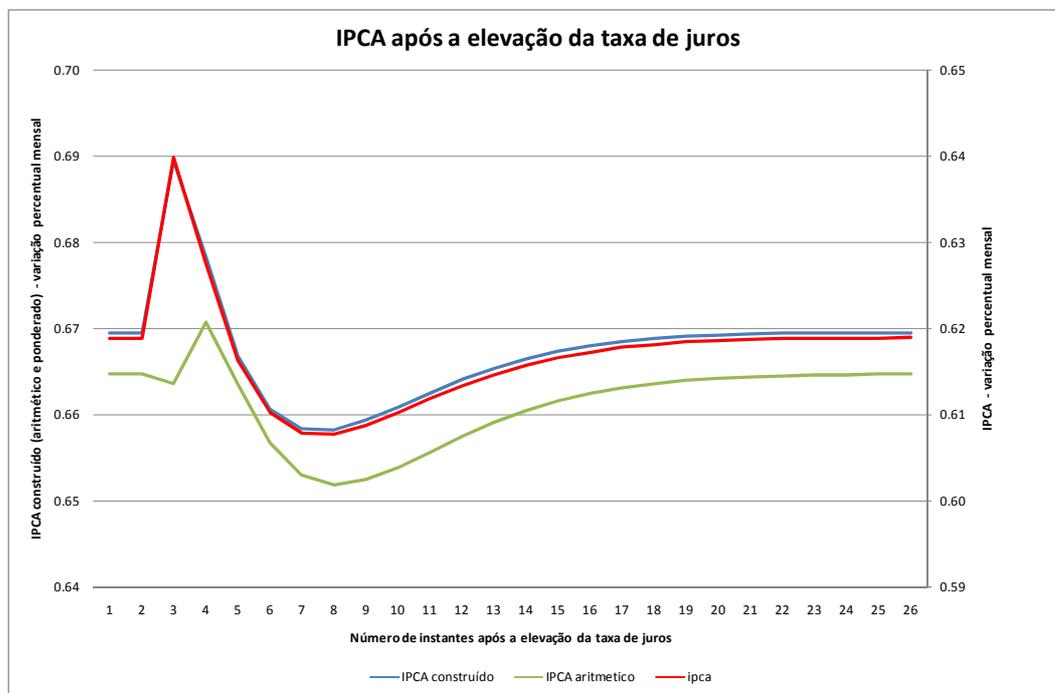


Figura 22 – IPCA, IPCA aritmético e IPCA ponderado

Há dois motivos para que as linhas do IPCA e do IPCA construído sejam diferentes. Em primeiro lugar, estamos utilizando a média dos pesos da amostra para construir o IPCA, mesmo sabendo que estes pesos são variantes no tempo. Além disso, é importante lembrar que a estimação segue caminhos diferentes. O IPCA foi obtido utilizando apenas o VAR macroeconômico composto pelo hiato industrial, juros, variação cambial e pelo IPCA. Por outro lado, o IPCA construído é obtido ao realizarmos as 512 equações dos índices de preço desagregados e só então agregando todos estes itens a fim de obter o IPCA.

Diante do que foi exposto, o resultado chama atenção pela coerência na estimação, visto que, apesar de não apresentar o mesmo resultado pontual, a trajetória após uma elevação da taxa de juros parece ser semelhante para o IPCA e para o IPCA construído⁶⁴.

Uma outra forma de avaliar como se dá a dinâmica do IPCA desagregado

⁶⁴ A utilização de um intervalo de confiança torna a comparação extremamente ruidosa, pois estamos somando 512 equações.

após um choque monetário é através da ponderação dos subitens. Comparando o resultado do IPCA agregado com aquele que emergiria se supuséssemos que todos os índices têm o mesmo peso, poderíamos responder a uma questão complementar à primeira: será que há uma realocação de inflação tal que os índices com maior peso levariam a inflação a aumentar? A **Figura 22** apresenta o resultado da variação percentual mensal para os diferentes índices.

Os resultados mostram que a inflação dada pela uniformização dos pesos, na ausência de choques monetários, é menor do que aquela medida pelo IPCA. No entanto, na ocorrência de um choque, há uma alteração, sugerindo que a magnitude do choque é menor se ignorarmos os pesos dos subitens. Além disso, haveria uma maior defasagem na resposta do índice de preços a uma elevação da taxa de juros.

4.5.1.2.

Desvio padrão, Assimetria e Curtose

Para analisar a variância dos preços relativos após uma elevação da taxa de juros, há duas dimensões que deveriam ser observadas: *cross-section* e *time-series*. A variância *time-series* mostra como cada um dos índices de preços se comporta ao longo do tempo, ao passo que a variância *cross-section* mostra a dispersão de preços entre os diversos índices.

O desvio padrão *cross-section* deve ser visto com cautela porque, ainda que estivéssemos no *steady-state*, o desvio padrão seria positivo, pois os índices de preços são diferentes entre os subitens. Desse modo, prosseguimos na análise observando este desvio padrão, mas partindo do que poderia ser denominado de desvio padrão *cross-section* de equilíbrio⁶⁵.

⁶⁵ Cabe ressaltar que a variância foi construída utilizando os pesos médios da amostra como base. Além disso, utilizamos a média oriunda da estimação do VAR e não aquela construída através dos pesos. Isto não é de grande importância porque a trajetória dos dois é muito semelhante, permitindo dizer que não teria grande efeito sobre a trajetória do desvio padrão.

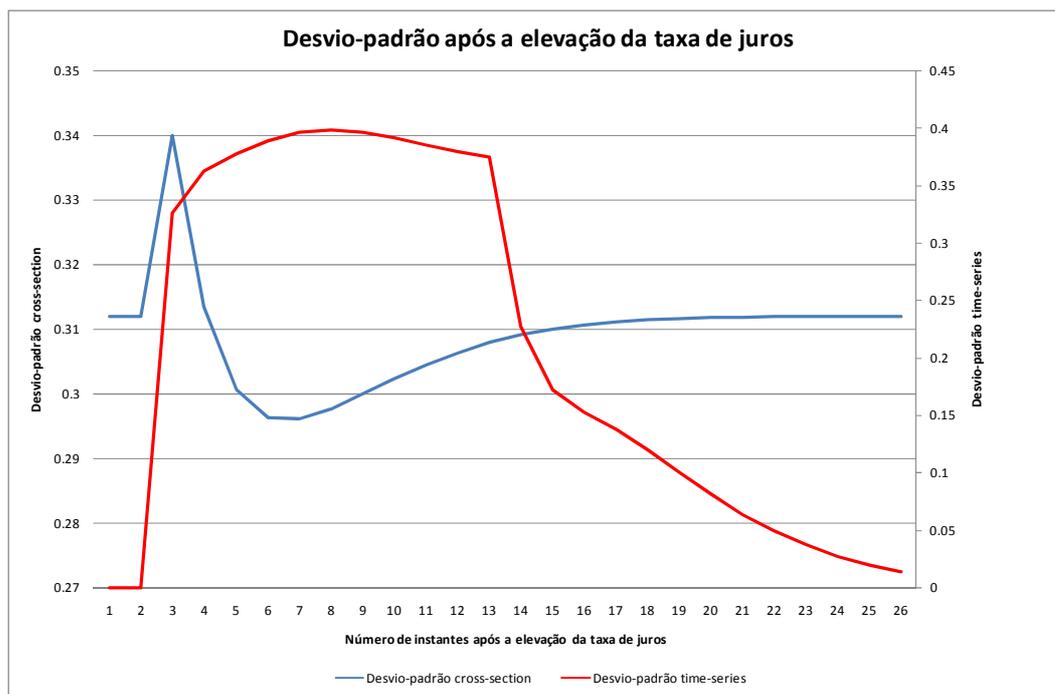


Figura 23 – Desvio padrão após a elevação da taxa de juros

Conforme pode ser depreendido do gráfico acima, após um choque na taxa de juros há um aumento incontestável da variância entre as distintas classes que compõem o IPCA. Isto advém, naturalmente, do fato de que há preços que são reajustados, ao passo que outros não o são, de tal forma que há um aumento na variância por um efeito de rigidez de preços. Mais ainda, cabe ressaltar que o aumento da variância possui um padrão tal que seu máximo é um período após o choque e depois inicia a volta ao seu estado de equilíbrio, que leva cerca de dezoito meses para se completar. Cabe notar, no entanto, que entre cinco e dezoito meses a variância chega a se reduzir, indicando um reajuste mais concentrado em torno da média entre os subitens⁶⁶.

Este aumento da variância *cross-section* pode ser visto como uma evidência de que os preços não se ajustam da mesma maneira. Após o aumento da taxa de juros, há duas fontes de explicação para que a variância *cross-section* aumente: heterogeneidade na definição de preços ou heterogeneidade na resposta ao aumento da taxa de juros. Para melhor entendimento, suponha que os bens fossem homogêneos na definição de preços e na resposta à taxa de juros. Desse modo, todos os bens responderiam, no mesmo instante, da mesma maneira e a variância

seria nula. Este ponto é extremamente difícil de ser separado, uma vez que só temos o índice de preços para cada um dos subitens.

Na tentativa de entendermos melhor as fontes de variância entre os índices desagregados, construímos o desvio padrão *time-series*.

Neste ponto, surgem duas questões: o período analisado e a forma de agregação dos resultados para cada um dos subitens. Optamos por traçar a variância de 10 períodos de cada um dos subitens e, para analisar os resultados agregados, calculamos a média ponderada (pelos pesos médios) das variâncias de cada um dos resultados encontrados. Isto significa que estamos apresentando a variância média de 10 períodos dos índices de preços desagregados, a partir do aumento da taxa de juros.

A **Figura 23** mostra o que ocorre com a variância média de 10 períodos do IPCA desagregado. Conforme se observa, há um aumento da variância atingindo seu máximo oito meses após o choque. No entanto, o período em que a variância se mantém alta é bastante extenso, chegando a quinze meses após a elevação da taxa de juros. A questão que surge quando analisamos o resultado é se isto pode ser visto como uma evidência a favor de preços rígidos, uma vez que a variância aumenta após o choque. Tal como construído, este gráfico não deve ser visto como sustentando esta teoria. Isto ocorre pelo fato de que a variância se dá na dimensão *time-series*, e não *cross-section*.

A conclusão que emerge é que a variabilidade média de preços se mantém alta por um longo período após um choque monetário.

Além do desvio padrão, avaliamos os resultados para assimetria e curtose *cross-section*⁶⁷. Os resultados sugerem que a distribuição se altera no que se refere aos momentos centrais de ordem mais alta.

Especificamente com relação à curtose, há um aumento, com trajetória semelhante àquela observada para o desvio padrão *cross-section*. De todo modo, é notável que a redução do desvio padrão é mais firme do que a redução da curtose. Dessa forma, podemos dizer que a distribuição fica mais leptocúrtica quando há uma elevação da taxa de juros.

⁶⁶ Se utilizarmos o coeficiente de variação (desvio padrão/média), o resultado se mantém. Ainda assim, deve-se mencionar que o gráfico é semelhante ao da média do IPCA.

⁶⁷ Mais uma vez, cabe ressaltar que utilizamos os pesos médios da amostra para identificar os momentos da distribuição.

Com relação à assimetria, esta se reduz, mas permanece positiva, levando vinte períodos até retornar ao valor de *steady-state* anterior à elevação da taxa de juros.

4.5.1.3.

Distribuição *cross-section*

Uma outra dimensão extremamente importante é a distribuição *cross-section* dos índices de preços a cada instante de tempo. Neste exercício, é possível analisar como se dá a mudança dos preços ao longo do tempo, permitindo, assim, discutir algumas questões sobre rigidez de preços.

A distribuição apresentada abaixo, tal como realizada na seção anterior, foi feita por uma aproximação de um histograma com vinte intervalos⁶⁸.

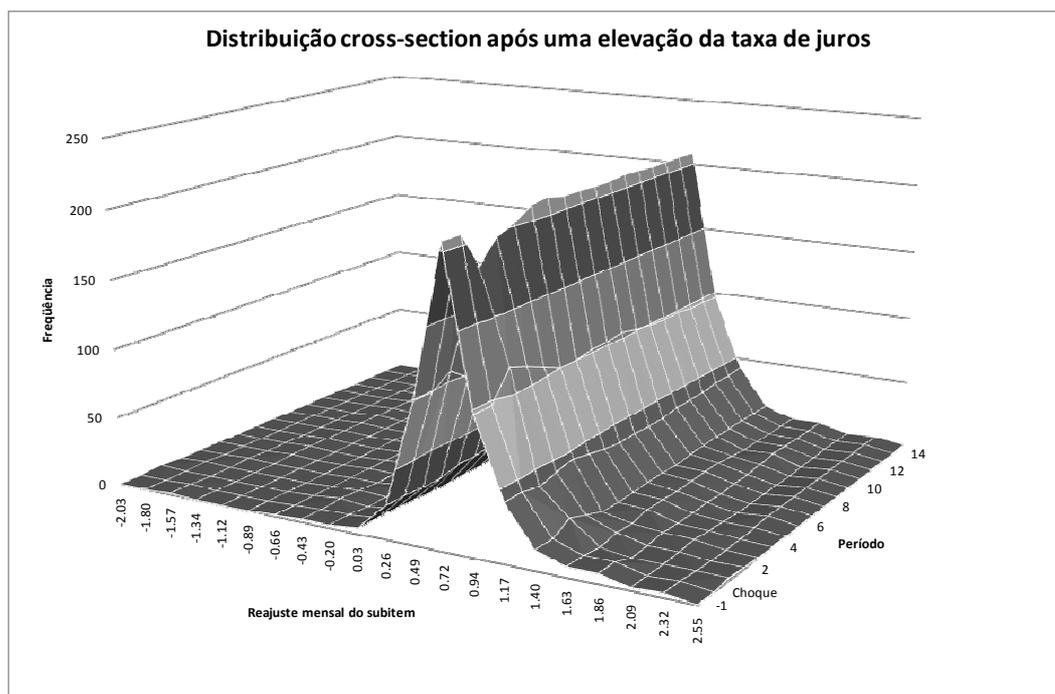


Figura 24 – Distribuição antes e depois da elevação da taxa de juros

Para facilitar o entendimento do gráfico, apresentamos a distribuição antes do choque e a distribuição a partir do choque, até voltar ao estado de equilíbrio.

O *eixo-z* apresenta a frequência. No *eixo-y*, temos as variações das distintas

⁶⁸ Não utilizamos ponderação nesta seção, pois queremos saber a frequência dos reajustes, independente do peso dado a cada uma das categorias dentro do IPCA.

classes que compõem a distribuição. Por fim, no *eixo-x* temos o período amostral, indicando como a distribuição se altera no tempo. Note que cada linha refere-se a um período. Obviamente, quando a distribuição se altera na **Figura 24** é porque há um choque. A partir de então, avaliamos como a distribuição se altera até se estabilizar novamente⁶⁹.

As considerações principais sobre a distribuição anterior ao choque foram feitas anteriormente, na **Figura 17**, destacando-se a assimetria para a esquerda e o perfil leptocúrtico. Resta-nos, então, avaliar o que ocorre com a distribuição após a elevação da taxa de juros. Em um primeiro momento, a distribuição se alarga, indicando que há um aumento da variância e a distribuição fica ainda mais assimétrica para a esquerda.

Para tornar o argumento mais concreto, propomos o teste de Kolmogorov-Smirnov, tendo como base a distribuição *cross-section* da inflação no *steady-state*. A distribuição apresentada foi construída com amplitude entre as classes que minimize o erro quadrático médio integrado se a distribuição fosse gaussiana, opção mais comumente utilizada⁷⁰. Exemplificando, um teste seria o de avaliar se a distribuição *cross-section* das inflações cinco meses após o choque é igual à distribuição no *steady-state*. Os resultados indicam que, até doze meses após o choque, a distribuição é, a 5% de significância, distinta da distribuição de *steady-state*⁷¹.

O crucial é entender que, qualquer que seja a razão para que a distribuição se altere, isto deve ser levado em consideração na condução da política monetária. Seja para o melhor entendimento do mecanismo de transmissão da política monetária, que pode apresentar maiores defasagens com heterogeneidade na definição de preços⁷², seja na resposta ótima do Banco Central, que deve avaliar apenas os preços rígidos⁷³, o importante é perceber que a distribuição de preços é importante na condução da política monetária.

⁶⁹ O gráfico possui 14 períodos, começando um período antes da elevação da taxa de juros e terminando no período em que a distribuição é estatisticamente equivalente àquela que prevalecia antes da elevação da taxa de juros, isto é, 12 períodos após o choque.

⁷⁰ Não apresentamos esta distribuição graficamente pois os intervalos são distintos entre as séries analisadas.

⁷¹ Cabe ressaltar que os resultados não ocorrem por ciclos econômicos; estamos tratando de sazonalidade utilizando o hiato industrial dessazonalizado. Além disso, antes da elevação da taxa de juros, a hipótese de que as distribuições eram equivalentes para qualquer par de meses era satisfeita.

⁷² Carvalho (2006).

4.5.2.

Avaliação dos resultados II - Depreciação cambial

De maneira análoga àquela que apresentamos para o caso de aumento na taxa de juros, seguimos estratégia semelhante para avaliar o que ocorre quando há um choque na taxa de câmbio. Para facilitar o entendimento, o choque cambial analisado neste artigo será dado por um aumento de 10 centavos na variação cambial de *steady-state* do período. Toda a metodologia empregada nesta seção é idêntica àquela que foi apresentada na seção anterior, o que nos permite ser mais sucintos.

4.5.2.1.

Média

As médias da inflação, ponderada e aritmética, além do IPCA estimado no VAR macroeconômico, quando há uma depreciação cambial são apresentadas na **Figura 25**.

⁷³ Aoki (2001).

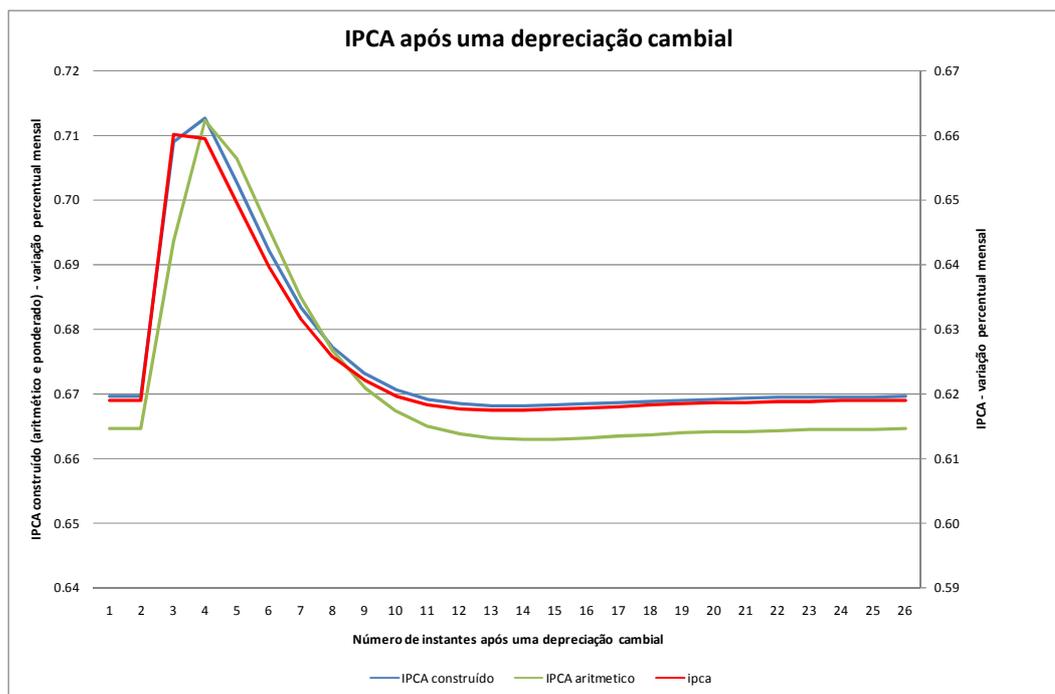


Figura 25 – IPCA, IPCA ponderado e IPCA aritmético

Os resultados encontrados sugerem que as três medidas caminham juntas, sendo que a inflação construída com a utilização dos pesos médios é bem semelhante àquela obtida através do VAR macroeconômico. Tal como foi observado para o caso de aumento da taxa de juros, o IPCA aritmético parece ter maior defasagem até sua resposta máxima. Este gráfico passa a idéia de que as trajetórias do IPCA ponderado pelos pesos médios e o IPCA agregado se comportam de maneira bastante semelhante, ainda que o valor em si dos dois seja diferente⁷⁴.

4.5.2.2.

Desvio padrão, curtose e assimetria

A variância da distribuição dos preços que compõem a cesta do IPCA foi obtida da mesma maneira do que aquela que foi apresentada para o caso de

⁷⁴ Pela diferença entre os dois eixos, vemos que há uma diferença “constante” de cerca de 0,05%. A diferença entre o IPCA verdadeiro e o IPCA aritmético é maior no caso de uma inovação nos juros provavelmente por efeitos de preços relativos quando há um choque cambial.

elevação da taxa de juros: a variância *time-series* e a variância *cross-section*. A variância *cross-section* é dada pela variância da inflação desagregada do IPCA, ao passo que, para a variância *time-series*, utilizamos a variância de dez períodos para cada um dos itens. Uma vez obtida a variância, traçamos a média aritmética de todas as variâncias com o objetivo de identificar qual a variância média e o desvio padrão médio.

A **Figura 26** ilustra o desvio padrão *cross-section* e *time-series* quando há uma depreciação cambial⁷⁵.

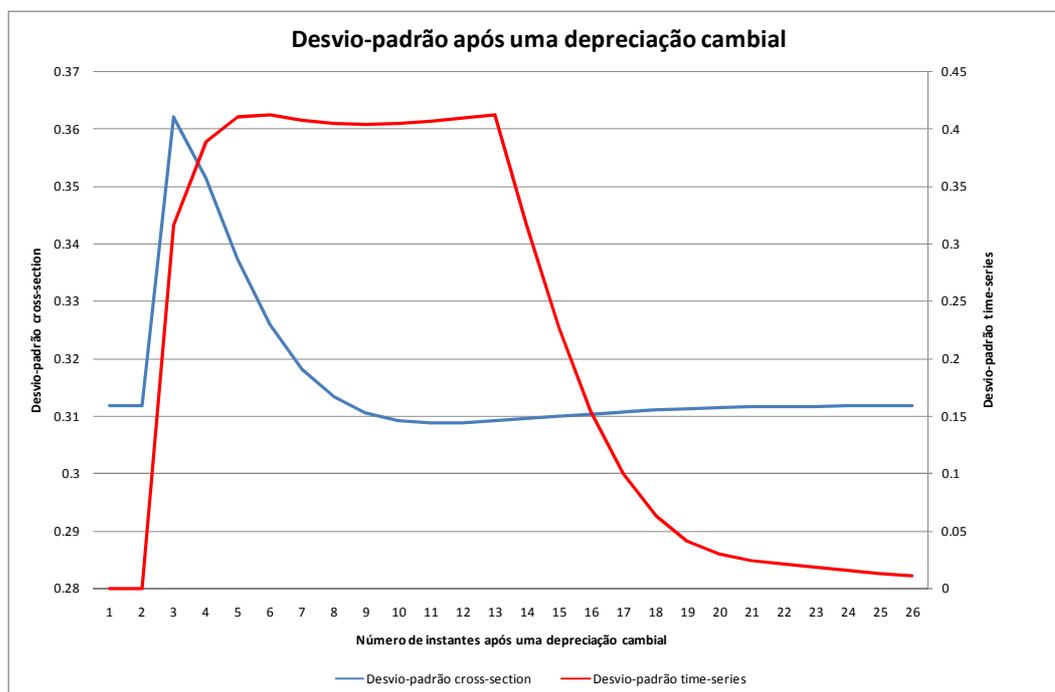


Figura 26 – Desvio padrão após uma depreciação cambial

Com relação ao desvio padrão *time-series*, a **Figura 26** mostra que este aumenta e depois se mantém constante até 14 períodos após o choque, semelhante ao resultado encontrado no exercício de elevação dos juros. Já o desvio padrão *time-series* sofre um aumento no início e, dez períodos depois, retorna ao seu valor de equilíbrio.

Por fim, devemos avaliar como a curtose e a assimetria se comportam após uma depreciação cambial. A curtose aumenta e a assimetria se reduz, ainda que

⁷⁵ A opção pelo desvio padrão em detrimento da variância permite mantermos a unidade de medida, tal como estamos acostumados quando analisamos o IPCA.

tendo um comportamento um pouco oscilatório.

4.5.2.3.

Distribuição *cross-section*

Para estudar a distribuição *cross-section*, prosseguimos de maneira análoga ao que foi feito na seção em que avaliamos um aumento da taxa de juros. Apresentamos a distribuição *cross-section* antes da depreciação cambial e após a distribuição. O gráfico da distribuição *cross-section* antes e depois do choque é mostrado abaixo.

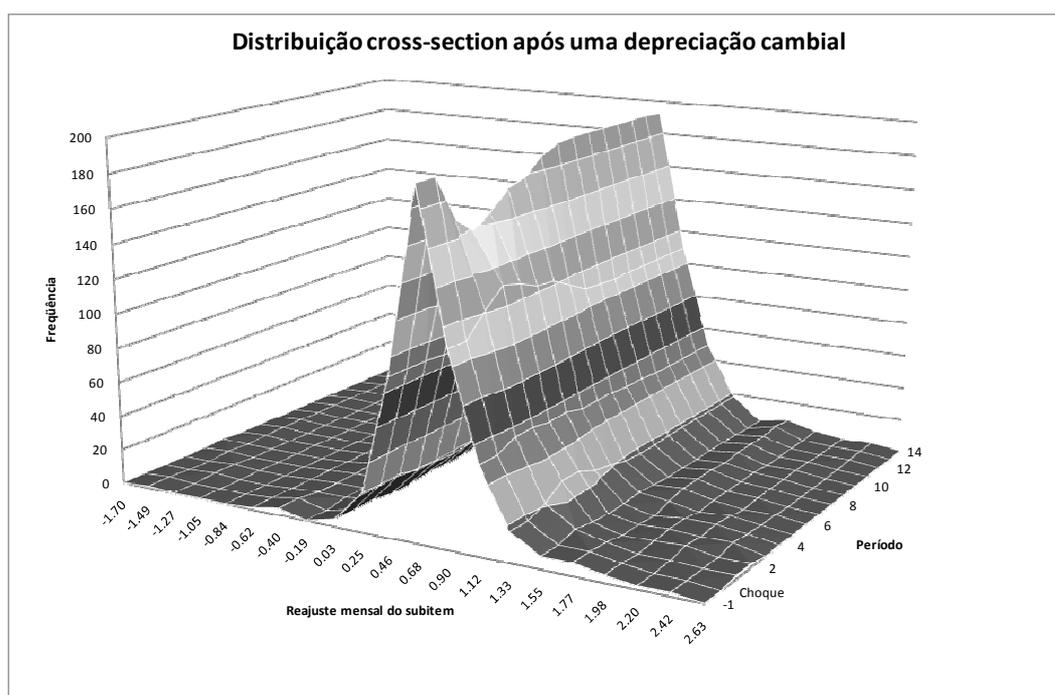


Figura 27- Distribuição *cross-section* após uma depreciação cambial

É interessante ressaltar que a mudança da distribuição após uma depreciação cambial é drástica. Há uma redução na frequência cujo intervalo é mais provável de ocorrer, indicando um aumento da frequência nas caudas. Além disso, a distribuição permanece instável, voltando à distribuição anterior ao choque cerca de sete períodos após o choque.

De maneira mais rigorosa, fizemos um teste de Kolmogorov-Smirnov para avaliar a equivalência das distribuições. Os resultados encontrados sugerem que leva cerca de nove meses até que a distribuição seja estatisticamente igual àquela que foi encontrada antes do choque.

4.5.3.

Resultados Adicionais

Nesta seção, propomos uma nova análise dos resultados que consiste em dividir os bens entre *tradeables* e *non-tradeables*. A idéia, basicamente, é que a resposta entre os bens *tradeables* e *non-tradeables* é diferente, uma vez que o papel do mercado externo é bastante distinto para os dois tipos de bens.

O primeiro passo consiste em identificar os bens *tradeables* e *non-tradeables*. Com o objetivo de sermos mais rigorosos com relação a cada um dos subitens analisados, construímos um novo índice que define a que classe pertence cada um dos bens⁷⁶.

Com estes novos índices de *tradeables* e *non-tradeables*, normalizamos os índices de modo a mostrar o que ocorre quando há um aumento da taxa de juros ou uma depreciação cambial.

4.5.3.1.

Aumento da taxa de juros: *tradeables* vs. *non-tradeables*

A metodologia utilizada é muito semelhante à que já foi apresentada anteriormente. Desse modo, preocupar-nos-emos em, essencialmente, apresentar e comentar os resultados obtidos.

⁷⁶ Por restrição de espaço, optamos por não apresentar a tabela no texto, mas ela pode ser obtida requerendo-a ao autor.

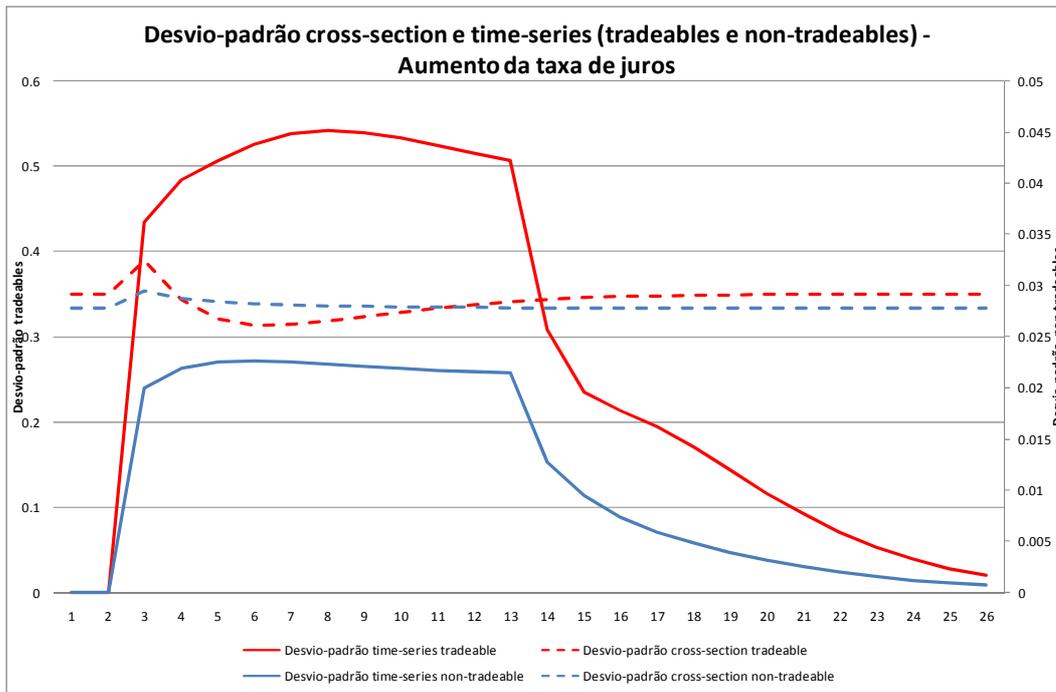


Figura 28 – Desvio padrão *cross-section* e *time-series* (tradeables e non-tradeables) – aumento da taxa de juros

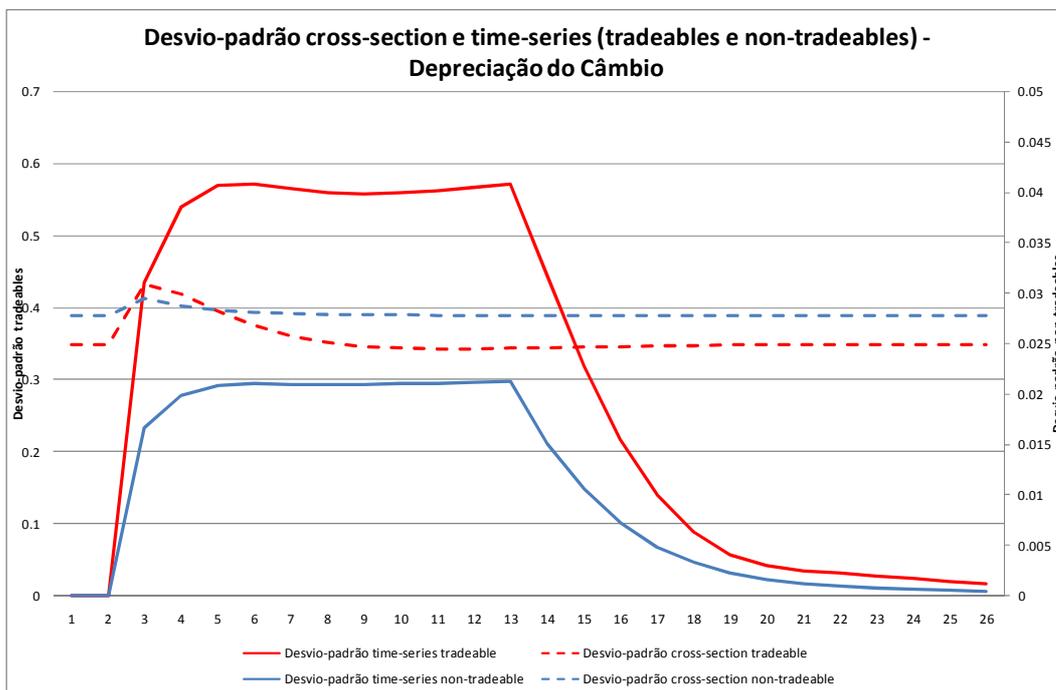


Figura 29 – Desvio padrão *cross-section* e *time-series* (tradeables e non-tradeables) – depreciação do câmbio

Os resultados das **Figuras 28** e **29** indicam que o desvio padrão é menor para *non-tradeables*, mas isto ocorre pelo fato de que temos um menor número de

subitens que compõem o índice de *non-tradeables*⁷⁷. É interessante perceber, ainda, que a trajetória de *non-tradeables* é bastante mais atenuada do que a trajetória observada para *tradeables*, tanto no desvio padrão *cross-section* quanto no desvio padrão *time-series*.

Por fim, uma análise sobre a distribuição *cross-section* permite avaliar quanto tempo leva até que as distribuições voltem a ser equivalentes ao que ocorria antes da elevação do câmbio ou da depreciação da taxa de juros.

Teste de Kolmogorov-Smirnov		
	Depreciação do câmbio	Aumento da taxa de juros
Tradeables	9	13
Non-tradeables	4	3

Tabela 18 – Teste de Kolmogorov-Smirnov separando entre *tradeables* e *non-tradeables* (número de meses até que a distribuição seja equivalente àquela que prevalecia antes do choque).

A **Tabela 18** mostra que a distribuição dos bens *tradeables* tende a demorar mais a voltar à distribuição anterior à elevação dos juros ou à depreciação cambial do que a distribuição de bens *não-tradeables*. Uma possível resposta para isto é que os bens *tradeables*, em grande parte, dependem de contratos que são renegociados com uma frequência menor do que a frequência observada por bens *não-tradeables*⁷⁸.

⁷⁷ De acordo com o índice construído, há 117 produtos *non-tradeables* e 395 *tradeables*.

⁷⁸ A distinção dos parâmetros de reajuste de preços domésticos e importados de Calvo não é ainda uma unanimidade na literatura. Tome, como exemplo, Lubik e Schorfheide (2005), que constroem um modelo Bayesiano de economia aberta calibrado. Para o reajuste de preços domésticos, os autores utilizam o resultado encontrado por Bils e Klenow (2004), mas para os bens importados apenas mantêm o mesmo valor do parâmetro de reajuste de preços domésticos, sem grandes explicações.

4.6.

Conclusão

O artigo mostrou o que ocorre com os subitens do IPCA após um choque monetário. A partir de um VAR anexado de 512 equações, geramos a resposta da economia a um choque nos juros de 1%. Os resultados são, de certo modo, surpreendentes.

A variância aumenta, tal como esperado, mas se reduz rapidamente após um instante máximo, chegando a ser menor do que a variância *cross-section* de equilíbrio. Além disso, a assimetria e a curtose também reagem, reforçando as características leptocúrtica e assimétrica à esquerda da distribuição de preços logo após o aumento da taxa de juros.

Por fim, analisando-se a distribuição *cross-section*, observamos que há um aumento da variância, indicado por um maior peso nas caudas, nos primeiros meses após o choque. Mais ainda, o teste de Kolmogorov-Smirnov de igualdade de distribuições mostrou que leva cerca de 12 meses até que a distribuição seja estatisticamente equivalente àquela que prevalecia antes da elevação da taxa de juros.

Com relação à depreciação cambial, os resultados também são bem interessantes. Qualitativamente, os resultados são semelhantes, mas leva cerca de nove meses até que a distribuição volte a ser equivalente àquela que ocorria antes do choque. Além disso, diferentemente do que ocorria para o caso de elevação da taxa de juros, não há uma redução da variância *cross-section* em nenhum momento após a depreciação cambial.

Por fim, dividimos o IPCA entre bens *tradeables* e *non-tradeables* tentando avaliar se há alguma diferença na resposta destes bens. O resultado sugere que o tempo de resposta dos bens *tradeables*, isto é, o número de períodos até que a distribuição volte ao seu *steady-state*, é maior do que o tempo de resposta dos bens *não-tradeables*.

Diante destes resultados, este artigo procurou ilustrar possíveis efeitos da política monetária que normalmente são esquecidos. A distinção entre *tradeables* e *non-tradeables*, por exemplo, é uma evidência a favor de uma política ótima do Banco Central como advogada por Aoki (2001), que sugere levarmos em conta apenas o setor de bens cujos preços são rígidos. Diante desses resultados, novos

estudos, que tentem minimizar as mudanças de preços relativos, deveriam levar em consideração a dispersão de preços no desenho de política monetária.

4.7.

Apêndice

Apresentamos, no apêndice, uma revisão dos conceitos estatísticos utilizados.

4.7.1.

Relembrando alguns conceitos estatísticos:

Neste apêndice, apresentamos rapidamente os conceitos estatísticos utilizados de curtose e assimetria. As definições de média (μ), desvio padrão (σ), coeficiente de variação ($\frac{\sigma}{\mu}$) e variância (σ^2) são as usuais.

Curtose: definimos curtose como sendo $\left(\frac{\mu_4}{\sigma^4} - 3\right)$, isto é, o quarto momento da distribuição dividido pelo desvio padrão elevado a quatro menos três. A opção por subtrairmos três é para que a curtose da normal fosse zero e pudéssemos fazer comparações. Uma distribuição com curtose alta possui um pico excessivo e caudas pouco pesadas, ao passo que uma distribuição com baixa curtose possui um pico baixo e caudas mais largas.

Mais ainda, a terminologia empregada segue o padrão proposto nos livros de estatística (por exemplo, Casella e Berger (2004)): mesocúrtica, platicúrtica e leptocúrtica. A distribuição normal é mesocúrtica, pois tem curtose igual a zero. Distribuições com curtose positiva são leptocúrticas, isto é, uma alta probabilidade de encontrar um valor próximo da média e caudas pesadas (a distribuição logística é leptocúrtica). Por fim, temos a distribuição platicúrtica, cuja curtose é negativa. Neste caso, o pico é baixo e as caudas menos pesadas; uma distribuição uniforme é platicúrtica.

Assimetria: definimos assimetria como sendo $\left(\frac{\mu^3}{\sigma^3}\right)$, isto é, o terceiro momento da distribuição dividido pelo desvio padrão elevado a três. Se este valor é positivo, diz-se que a distribuição é assimétrica à direita, tendo uma cauda à direita mais longa e uma massa maior à esquerda. Por outro lado, se o valor é negativo, diz-se que a distribuição é assimétrica à esquerda, tendo uma cauda à esquerda mais longa e uma massa maior à direita.

Expectativas Desagregadas, Credibilidade do Banco Central e Cadeias de Markov

5.1.

Introdução

No regime de metas de inflação, a credibilidade do Banco Central é um dos principais fatores para que este regime seja bem-sucedido. Uma vez que é objetivo da autoridade monetária que a inflação fique dentro de uma banda determinada e, conseqüentemente, que as expectativas reflitam que isto ocorrerá, a credibilidade do Banco Central torna-se fator *sine qua non* para que o regime de metas de inflação seja bem-sucedido.

Desse modo, é natural que a literatura tenha se proposto a avaliar a credibilidade de bancos centrais sob diferentes perspectivas: através dos erros de previsão de uma curva de Phillips (Blanchard (1984)), através da velocidade de desinflação da economia (Sargent (1982)), ou mesmo utilizando um Filtro de Kalman em uma Curva de Phillips em que o *trade-off* inflação/produto se altera devido à credibilidade (Hardouvelis e Barnhart(1989)).

Inicialmente, é importante distinguir como vemos credibilidade. Uma possibilidade, absoluta ou incondicional, é que o Banco Central entregue uma dada meta de inflação sob quaisquer circunstâncias, outra, relativa ou condicional, é entregar um resultado suficientemente bom levando em conta os choques que a economia sofreu. Se a definição é absoluta, então as medidas tradicionais ora utilizadas na literatura captam muito bem o que se propõe. Por outro lado, se a definição é relativa, então as medidas tradicionais podem não ser inadequadas.

Neste artigo, propomos um novo método para estimar a credibilidade de um banco central utilizando expectativas desagregadas entre os agentes da economia brasileira. Se um banco central gozasse de total credibilidade, não haveria razão para que um agente fosse persistentemente pessimista ou otimista com relação à atitude de um banco central frente às pressões inflacionárias. Desse modo, sob

credibilidade total, a probabilidade de um agente ser otimista ou pessimista, dado que foi pessimista no mês anterior, é a mesma.

No entanto, se falta a um banco central credibilidade e os agentes são heterogêneos com relação às suas crenças quanto à credibilidade de um banco central, isto se refletiria em uma maior persistência de agentes sendo otimistas ou pessimistas. Note que a fonte de heterogeneidade entre os agentes, por hipótese, seria o desconhecimento da verdadeira aversão à inflação de um banco central⁷⁹.

Com base nestes conceitos e explorando esta base de dados, construímos um índice de credibilidade variante no tempo que parece se adequar bem ao que se supunha ser a credibilidade de um banco central em cada instante do tempo.

Além desta seção introdutória, o artigo contém mais seis seções. A próxima seção apresenta a resenha da literatura, a seção três apresenta a metodologia e sua aplicação, a quarta seção descreve os dados, a seção cinco apresenta os resultados, a sexta seção discute um índice de credibilidade e a sétima seção conclui o artigo.

5.2.

Resenha da Literatura

O estudo de credibilidade de um banco central tem sido de interesse há muito tempo na literatura de macroeconomia. Desde o trabalho seminal de Kydland e Prescott (1977), em que se mostrou que um banco central discricionário gera um viés inflacionário e, conseqüentemente, uma solução com comprometimento seria superior, a literatura tem tentado avaliar empiricamente a credibilidade de bancos centrais. Blanchard (1984), por exemplo, já sugeria medidas para avaliar a credibilidade de um banco central. Este interesse mostrou-se ainda maior diante dos episódios de hiperinflação, em que alguns países conseguiram desinflacionar rapidamente, ao passo que outros, não⁸⁰.

Com a emergência do regime de metas de inflação, em que o objetivo é manter a inflação prospectiva controlada, o interesse por questões referentes à credibilidade é imediato. Diante deste fato, cabe comentar alguns artigos da

⁷⁹ Uma vez que não há, teoricamente, viés sistemático nas expectativas, não haveria razão para que um agente obtivesse informação privada que o colocasse sempre como otimista ou pessimista.

⁸⁰ Ver Sargent (1982).

literatura.

Razzak (2001) estuda o papel de credibilidade a partir do prisma do *trade-off* de política monetária. A hipótese é que um banco central crível, que mantém a inflação e a respectiva variância baixas por um longo período de tempo, reduz a correlação entre o crescimento da oferta de moeda e a inflação. Dessa maneira, tudo mais constante, uma expansão monetária aumentaria o produto real relativamente mais do que aumentaria a inflação, o que sugere um ganho por credibilidade. Os resultados sugerem que os bancos centrais da Austrália, Nova Zelândia e Suécia são críveis, ao passo que para Canadá e Reino Unido, os resultados não são tão contundentes.

Um estudo de credibilidade bastante distinto dos demais foi proposto por Blinder (1999). No artigo, Blinder constrói uma pesquisa com perguntas sobre credibilidade de um banco central que foram respondidas por banqueiros centrais e acadêmicos. Os resultados mostram que os banqueiros centrais consideram credibilidade muito importante, principalmente por tornar períodos desinflacionários menos custosos, por ser mais fácil manter a inflação baixa, por tornar mais fácil defender a moeda e por permitir angariar apoio para a independência do banco central. Segundo os participantes da amostra, a credibilidade pode ser obtida, basicamente, ao manter uma história coerente de combate à inflação.

Svensson (1993) propõe o que ele considera ser o teste mais simples para avaliar credibilidade de um regime de metas de inflação. Segundo este autor, há dois conceitos de credibilidade: credibilidade absoluta, quando os agentes acreditam que a probabilidade da inflação futura ficar dentro da banda proposta no regime de metas de inflação é de 100%, e credibilidade nas expectativas, quando o valor esperado da taxa de inflação futura está contido na banda proposta pelo banco central. Tomando como base tais conceitos, o artigo propõe identificar quais seriam as taxas máximas e mínimas consistentes com o regime de metas de inflação. Considera-se a taxa de um título nominal para então subtrair desta taxa a inflação consistente com o regime de metas. Assim, temos, a partir de um título nominal, a taxa real consistente com o regime de metas de inflação. O teste proposto é avaliar se a taxa real consistente é maior ou menor do que a taxa real observada. Se a taxa real estiver fora da banda entre o mínimo e o máximo consistente, pode-se rejeitar credibilidade absoluta e credibilidade em

expectativas⁸¹. Os resultados sugerem que não havia credibilidade no início do regime de metas de inflação no Canadá e na Nova Zelândia e, além disso, a Suécia não tinha credibilidade.

Hardouvelis e Barnhart (1989) sugerem a utilização de um modelo com Filtro de Kalman para avaliar a resposta dos preços de *commodities* aos anúncios semanais do M1. Os resultados mostram que há mudança na resposta dos preços de *commodities*, o que é visto como alteração da credibilidade do banco central.

Cechetti e Krause (2002), em um artigo que avalia a eficiência, transparência e credibilidade de bancos centrais de 24 países, sugerem um índice que toma valor **um (1)** se a expectativa de inflação for igual ou inferior à meta e assume valor **zero (0)** se a expectativa de inflação for igual ou superior a 20%. No intervalo entre os dois extremos, o índice cai linearmente.

Deve ser ressaltado, ainda, que a literatura de mensuração da credibilidade do Banco Central brasileiro também é rica.

Garcia e Lowenkron (2007) propõem um teste semelhante ao de Svensson (1993), para avaliar se as surpresas inflacionárias de curto prazo afetam as expectativas de longo prazo. Os resultados para o caso brasileiro sugerem que o Banco Central tem carência de credibilidade, mas que houve ganho de credibilidade no final da amostra (2006).

Sicsú (2002) propõe um índice de credibilidade baseado na distância entre a mediana das expectativas e o centro da meta de inflação, semelhante a Cechetti e Krause (2002). Com base nisso, mostra que o Banco Central consegue alterar as expectativas caso tenha tido sucesso recente na condução da política monetária. Além disso, o autor ressalta que, utilizando o coeficiente de Pearson como medida de heterogeneidade, as expectativas são heterogêneas quando o BCB conseguiu acumular reputação e as metas de inflação estão em processo de perda de credibilidade, como em 2001.

Nahon e Meurer (2005), assim como Mendonça e Souza (2007), investigam qual seria o melhor índice para medir a credibilidade do Banco Central utilizando variações do índice de Sicsú (2002) e Cecchetti e Krause (2002). Os resultados encontrados são muito semelhantes aos de Cecchetti e Krause (2002), como

⁸¹ O autor também sugere a utilização de *surveys* para avaliar se as expectativas são consistentes com o regime de metas de inflação.

mostraremos posteriormente no artigo.

5.3.

Metodologia

Nesta seção, apresentamos, inicialmente, a idéia de utilizar Cadeias de Markov para o estudo de credibilidade, pois esta será a base da metodologia aqui empregada. Posteriormente, damos um exemplo hipotético para melhor entendimento da metodologia. No apêndice, apresentamos uma breve explicação de Cadeias de Markov e uma simulação teórica que embasa nossa idéia de credibilidade.

5.3.1.

A aplicação para o estudo de credibilidade

Neste artigo, utilizamos o arcabouço de Cadeias de Markov e matrizes de transição para avaliar a credibilidade de um banco central. Utilizando uma base de dados restrita ao Banco Central do Brasil, composta pelas expectativas reportadas por todos os agentes para a Pesquisa de Expectativas de Mercado (Focus)⁸², avaliamos como cada um dos agentes se comporta com relação às expectativas do IPCA.

Se um Banco Central possui credibilidade total, não haveria razão de ser otimista ou pessimista com relação à inflação. Dessa maneira, o que deveria ser observado é que a probabilidade de um agente ser pessimista, dado que foi pessimista no mês anterior, é a mesma de se tornar otimista⁸³. Assim sendo, a medida de credibilidade advém direta e naturalmente das probabilidades de transição do *ranking* de expectativas.

A fonte de heterogeneidade persistente é a desconfiança do combate à

⁸² Pesquisa do Banco Central de coleta de expectativas junto a agentes do mercado financeiro.

⁸³ As definições de otimista, pessimista e mediano serão dadas na próxima seção.

inflação. Naturalmente, esta hipótese é forte e deve ser mais bem explicitada.

A primeira crítica que surge é a possibilidade de informação privada advinda, por exemplo, de coleta de preços. Muitos previsores utilizam coleta para tentar replicar o índice de preços sobre os quais estão sendo feitas as expectativas. A hipótese, então, é que a coleta de preços ajuda a prever o curto prazo, mas se utilizarmos um prazo suficientemente longo, isto não impactará as expectativas.

Uma segunda crítica, um pouco mais tênue, refere-se ao custo que o previsor tem de alterar sua expectativa. Se um agente divulga a seus clientes, por exemplo, que acredita que a inflação será de 5%, ele não pode alterar sua expectativa na semana seguinte para 5,1%. O previsor só alterará sua expectativa quando a mudança for significativa e os ganhos de alterar forem maiores do que o custo. O argumento para inércia das expectativas é concreto, mas não há razões para que afete qualitativamente os resultados, pois este argumento não altera as mudanças temporais nas probabilidades de transição. Desse modo, a mudança de credibilidade não seria afetada pela credibilidade do previsor, no que diz respeito à validação de sua opinião original.

Por fim, a última crítica refere-se à hipótese de que os agentes conhecem todo o modelo, exceto a aversão do banco central à inflação. Esta hipótese é forte, mas deve ser lembrado que no Brasil, onde o histórico de combate à inflação é recente, é natural que a aversão à inflação seja o parâmetro sobre o qual incide mais incerteza.

No entanto, tal como foi exposto anteriormente, as probabilidades de transição não costumam ser variantes no tempo, ao passo que a credibilidade, tal como proposto por Hardouvelis e Banhart (1989), é variante no tempo. Dessa forma, para permitir que a credibilidade se altere, identificamos as probabilidades de transição referentes apenas à mudança de um mês para outro, de tal forma que temos o que poderia ser chamado de "*rolling transition matrix*".

Já tendo entendido a credibilidade variante no tempo, o segundo passo é identificar os estados que compõem as cadeias de Markov.

Com as expectativas desagregadas por agente em cada instante do tempo, é possível montar uma ordenação de expectativas, identificando em que percentil cada agente estaria, do mais otimista (expectativas baixas) até o mais pessimista (expectativas altas). Dessa maneira, temos três estados: otimista, mediano e pessimista, baseados na colocação da expectativa do agente no *ranking* de

expectativas do mês em questão⁸⁴.

Um agente i , no período t , com uma expectativa para $t + h$ é

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Pessimista - } 33,3\% \text{ expectativas mais altas} \\ \text{Mediano - } 33,3\% \text{ expectativas medianas} \\ \text{Otimista - } 33,3\% \text{ expectativas mais baixas} \end{array} \right.$$

Tabela 19 – *Ranking* de expectativas a cada instante

Um último ponto a considerar refere-se ao horizonte de expectativa que tomaremos. Daremos maiores detalhes, em virtude da disponibilidade de dados, na próxima seção.

Antes de apresentarmos os resultados, daremos um exemplo hipotético para que se possa entender melhor a metodologia empregada.

5.3.2.

Exemplo hipotético

Suponha uma economia formada por n agentes em três períodos de tempo. Para facilitar, cortamos uma amostra com cinco agentes para avaliar como estes se comportam. Tendo construído um *ranking* para as expectativas, encontramos a seguinte matriz de estados em cada período do tempo para os cinco agentes selecionados:

⁸⁴ Duas razões nos levaram a utilizar três estados: em primeiro lugar, a possibilidade de uma interpretação intuitiva, utilizando os conceitos de otimistas, pessimistas e medianos. Em segundo lugar, como temos cerca de oitenta agentes em cada instante, a construção de mais estados seria comprometida por um número de agentes reduzido em cada um dos estados.

Agente \ instante	$t=1$	$t=2$	$t=3$
1	1	2	1
2	2	1	2
3	1	1	3
4	3	1	2
5	2	2	1

1: *Pessimista*

2: *Mediano*

3: *Otimista*

Tabela 20 – Exemplo hipotético

Isto significa que, por exemplo, o agente 1 era pessimista no primeiro instante, tornou-se mediano no segundo instante e voltou a ser pessimista no terceiro instante. Dessa maneira, tal como definimos pessimista, nos instantes 1 e três, suas expectativas estavam entre as 33% mais altas.

Tendo construído esta matriz, avaliamos a matriz de probabilidades de transição da economia hipotética apresentada anteriormente.

	1	2	3
1	20,00	60,00	20,00
2	75,00	25,00	0,00
3	100,00	0,00	00,00

Tabela 21 – Matriz de transição hipotética

Veja que, por exemplo, a probabilidade de um agente pessimista tornar-se mediano é de 60%, resultado imediato, uma vez que há cinco ocorrências de agente otimista nos dois primeiros instantes, sendo que três deles tornam-se medianos no período seguinte; logo a probabilidade é de 60%. De maneira análoga, há quatro ocorrências de agente mediano, sendo que apenas um deles se mantém mediano: 25%.

No entanto, note que estamos considerando tanto as ocorrências do instante $t=1$ para o instante $t=2$, quanto do instante $t=2$ para o instante $t=3$. Tal como motivamos anteriormente, a crença da literatura é de que esta probabilidade se altera ao longo do tempo. Diante deste fato, devemos avaliar as probabilidades de transição em cada instante de tempo. Desse modo, temos duas matrizes de

transição: uma para a transição do primeiro instante para o segundo instante, e outra para a transição do segundo para o terceiro instantes.

$$t = 1 \rightarrow t = 2$$

	1	2	3
1	50,00	50,00	0,00
2	25,00	50,00	25,00
3	100,00	0,00	0,00

Tabela 22 – Matriz de transição hipotética (do primeiro para o segundo instante)

$$t = 2 \rightarrow t = 3$$

	1	2	3
1	0,00	66,67	33,33
2	60,00	40,00	0,00
3	0,00	0,00	0,00

Tabela 23 – Matriz de transição hipotética (do segundo para o terceiro instante)

A utilização de matrizes de transição para cada par de instantes permite que a credibilidade seja variante no tempo. Se, na primeira matriz, a probabilidade de um agente permanecer pessimista era de 50%, na segunda matriz esta probabilidade é de 0%. Estas mudanças são muito grandes em virtude do fato de estarmos dando um exemplo hipotético com apenas cinco agentes, ao passo que a base de dados utilizada é mais extensa.

Por fim, cabe ressaltar que uma alta probabilidade de se manter otimista não é evidência de grande credibilidade. Tal como explicamos anteriormente, se houvesse credibilidade perfeita, as probabilidades de se manter em cada um dos estados seriam as mesmas; a matriz teórica sob credibilidade total é apresentada abaixo:

	1	2	3
1	33,33	33,33	33,33
2	33,33	33,33	33,33
3	33,33	33,33	33,33

Tabela 24 – Matriz de transição teórica sob credibilidade total

Dessa maneira, a falta de credibilidade pode ser identificada a partir das variações com relação à probabilidade teórica. Quanto maiores forem as diferenças absolutas entre a probabilidade teórica e a probabilidade observada, menor será a credibilidade do banco central. Assim sendo, daremos grande importância às probabilidades de se permanecer no mesmo estado, pois isto reflete bem nossa idéia de falta ou não de credibilidade.

Uma objeção que surge a este índice é que ignoramos o nível em si das expectativas. É possível que todos os agentes estivessem aleatoriamente distribuídos, mas que fosse em um nível bastante superior à meta. Em primeiro lugar, os índices de credibilidade costumam ignorar choques que afetam a economia e que tornam mais difícil atingir o centro da meta. Desse modo, a crença de que os índices de credibilidade que utilizam a meta estariam de fato captando credibilidade é um pouco exagerada. Por isto, pode-se argumentar que a não utilização de qualquer variável de nível faz do índice de credibilidade a partir do *ranking* de expectativas complementar aos demais índices já existentes na literatura. De todo modo, apresentaremos, no corpo do artigo, uma variante deste índice que leva em consideração a meta das expectativas.

5.4.

Descrição dos dados

Os dados utilizados referem-se às expectativas desagregadas por agente do IPCA coletadas no *survey* do Banco Central.

Os agentes são chamados a responder a esta pesquisa todos os dias, mas só temos a expectativa na data de divulgação do IPCA-15, data que serve como base para a construção do *rank* do Banco Central.

Desse modo, ainda que fosse melhor termos dados semanais, não é descabido dizer que as expectativas obtidas refletem, da maneira mais verossímil, as verdadeiras crenças da economia.

A pesquisa é aberta para quaisquer agentes que queiram participar e

apresentem evidência de robustez em suas expectativas⁸⁵. Note que isto nos leva a 153 agentes ao longo de toda a pesquisa. No entanto, deve ser mencionado que nem todos os agentes que participam da pesquisa de fato respondem-na. Normalmente, há cerca de 80 agentes que divulgam suas expectativas na Pesquisa Focus. Mais ainda, é bastante comum encontrarmos um mesmo agente que divulgue suas expectativas para um horizonte, mas não divulgue para outro. Dando um exemplo mais concreto, é bastante comum encontrarmos agentes que divulguem suas expectativas para o mês subsequente, mas que não divulguem para onze ou doze meses à frente. Isto é extremamente importante, pois nosso interesse é por expectativas com maiores prazos, que sofrem mais da ausência de respostas na pesquisa.

Para facilitar o entendimento da base de dados, apresentamos a figura abaixo:

⁸⁵ Marques, Fachada e Cavalcanti (2003).

Login	Nov-06	Dec-06	Jan-07	Feb-07	Mar-07	Apr-07	May-07	Jun-07	Jul-07	Aug-07	Sep-07	Oct-07	Nov-07	Dec-07	Inflação em 12 meses	2006	2007	2008	2009	2010
1	0,38	0,5	0,43	0,47	0,32	0,31	0,24	0,11	0,37	0,29	0,27	0,34	0,35	0,35	4,10	3,23	4	4,5	4,5	4
2	0,36	0,42	0,4	0,5	0,3	0,2	0,1	0,3	0,4	0,3	0,1	0,3	0,3	0,3	3,74	3,13	4	4,4	4,5	4
4	0,36	0,44	0,38	0,34	0,35	0,31	0,32	0,33	0,35	0,3	0,3	0,3	0,33	0,22	4,16	3,15	3,9	3,9	3,9	3,9
7	0,39	0,27	0,53													3,01	4,5			
8	0,35	0,25	0,25	0,5	0,2	0,15	0,1									2,95	4,2			
10	0,37	0,48	0,26	0,47	0,34	0,36	0,24	0,14	0,22	0,17	0,29	0,33	0,37	0,33	3,73	3,20	3,56			
16	0,38	0,28	0,41	0,45	0,23											3,01				
18	0,34	0,46	0,42	0,48	0,35	0,3	0,25	0,2	0,25	0,2	0,25	0,25	0,35	0,3	3,81	3,15	3,7	4	4	
20	0,3	0,4	0,39	0,32	0,27	0,34	0,32	0,3	0,57	0,4	0,37	0,36	0,32	0,47	4,43	3,05	4,48			
22	0,4	0,55	0,46	0,52	0,42	0,34	0,25	0,2	0,35	0,3	0,23	0,43	0,4	0,45	4,54	3,31				
24	0,47	0,7	0,48	0,46	0,41	0,34	0,24	0,08	0,38	0,36	0,27	0,25	0,32		4,53	3,53	4,04	4,5	4,5	4,5
26	0,32	0,32	0,45	0,35	0,45	0,35	0,3	0,25	0,3	0,35	0,35	0,4	0,4	0,4	4,27	2,99	4,44	3,2		
28	0,41	0,46	0,41	0,38	0,37	0,32	0,31	0,24	0,29	0,27	0,26	0,33	0,33	0,29	4,13	3,22	3,9	4	4	4
31	0,295	0,45	0,3	0,35	0,32	0,3	0,3	0,3	0,38	0,3	0,3	0,3	0,3	0,3	3,97	3,10	3,9	4	4	4
32	0,41	0,52	0,56	0,42	0,2	0,2	0,25	0,25	0,35	0,3	0,4	0,45	0,55	0,6	4,40	3,29	4,62	6	5,5	4,5
33	0,4	0,4	0,4	0,35	0,35	0,35	0,25	0,3	0,35	0,4	0,35	0,33	0,35		4,31	3,15	4,3	4,7	4,5	4,5
34	0,35	0,35	0,38	0,31	0,2	0,3	0,3	0,31	0,31	0,37	0,45	0,45	0,4		4,16	3,05	4,3	4	4	4
35	0,4	0,35														3,10	4	4	4	4
37	0,34	0,5	0,28	0,25	0,25	0,28	0,26	0,28	0,4	0,34	0,33	0,38	0,38		3,96	3,19	4	4	4	4
38	0,4	0,35	0,2	0,3	0,37	0,37	0,37	0,3	0,33	0,33	0,33	0,37	0,3	0,3	4,09	3,10	3,9	4,3	4,2	3,7
40	0,32	0,33	0,35	0,54	0,34	0,34	0,2	-0,07	0,14	0,24	0,29	0,34	0,4	0,26	3,41	3,00	3,41	4,3	4,2	3,7
41	0,38	0,35	0,35	0,35	0,35	0,3	0,35	0,35	0,35	0,4	0,35	0,3	0,35	0,32	4,26	3,08	4,2	4,5	4,5	4,5
45	0,35	0,45	0,3	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2	0,25	0,2	0,2	0,2	0,25	0,25	3,09	3,15	4	4	4	4
46	0,33	0,45	0,38	0,32	0,35	0,3	0,32	0,34	0,35	0,3	0,3	0,35	0,32	0,32	4,17	3,13	4	3,8	4	4
49	0,35	0,45	0,47	0,37	0,35	0,32	0,2	0,1	0,4	0,3	0,2	0,3	0,45	0,45	3,88	3,15	4	4,5	4,5	4,5
51	0,41	0,53	0,45	0,62	0,4	0,58	0,44	0,24	0,24	0,16	0,38	0,31	0,3	0,28	4,86	3,30	4,5	4,5	4,5	4,5
53	0,3	0,48	0,31	0,5	0,3	0,4	0,2	0,25	0,31	0,3	0,3	0,35	0,3	0,4	4,07	3,13	4	4	4	4

Figura 30 – Corte da survey do Banco Central

A pesquisa apresenta vários agentes fornecendo suas expectativas para um mês à frente, seis meses à frente etc. Com estas expectativas, construímos um *rank* de expectativas, em cada instante do tempo e para cada horizonte de expectativa, que posteriormente é utilizado para avaliarmos credibilidade com base na metodologia anteriormente apresentada.

Além disso, apresentamos os dados para expectativas mais longas, referentes ao ano-calendário t+1, t+2, t+3, t+4.

	Número médio de agentes por período	Número de agentes que divulgou esta expectativa no período
Ano t+1	62,95	131
Ano t+2	45,76	101
Ano t+3	42,46	92
Ano t+4	34,62	90

Tabela 25 – Número de agentes com expectativas com horizontes longos

Na **tabela 25**, apresentamos duas dimensões distintas que ajudam a elucidar a maneira como a base se constitui. Em primeiro lugar, apresentamos o número médio de agentes que divulgou as expectativas a cada período. Para quatro anos à frente, por exemplo, cerca de 34 agentes divulgavam suas expectativas.

Por outro lado, outra dimensão importante é saber quem são estes agentes, isto é, tentar identificar se são, por exemplo, os mesmos 34 sempre, ou se estes se alternam. Os resultados mostram que, novamente, quanto mais distante for o horizonte das expectativas, menor o número de agentes que divulgaram esta expectativa no período.

5.5.

Resultados

Tendo identificado as matrizes de transição para cada par de meses que compõem a amostra, podemos apresentar os resultados de credibilidade. Como

forma de suavizar as mudanças nas probabilidades de transição, os gráficos apresentados são a média móvel de três meses das probabilidades.

Com o intuito de organizar a exposição dos resultados, apresentaremos os resultados utilizando expectativas mensais (horizontes de um mês, seis meses e doze meses). Na seção seguinte, propomos um índice de credibilidade.

5.5.1.

Resultados mensais

Os resultados apresentados referem-se aos horizontes de um mês, seis meses e doze meses acumulados. Note que, se acreditarmos que as probabilidades de transição refletem a credibilidade, não haveria razão para que encontrássemos resultados semelhantes para um mês e doze meses, uma vez que a expectativa para um mês à frente não é afetada por credibilidade. Considerando o mecanismo de transmissão de política monetária e a inércia inflacionária, a expectativa para um mês à frente não é fruto de credibilidade, mas de crenças com relação à inflação corrente para as quais o Banco Central nada mais pode fazer. Dessa maneira, só apresentaremos, *en passant*, os resultados para um mês como controle para avaliar a inflação corrente. A expectativa de doze meses ainda pode ser considerada um prazo curto para a avaliação do regime de metas de inflação, mas optamos por utilizar este prazo por ser o maior prazo em que há certa estabilidade nas expectativas desagregadas concomitante à variância entre os agentes. Quando observamos prazos maiores, os reajustes são esporádicos, dificultando uma análise mais precisa. De todo modo, apresentamos a análise para prazos mais longos no apêndice.

Mais ainda, a apresentação das expectativas de um mês à frente permite distinguir a fonte de heterogeneidade das expectativas. É natural pensarmos que a fonte de heterogeneidade destas expectativas seja advinda de informação privada do agente com relação a algum reajuste de preço específico (coleta de preços). No entanto, quando analisamos horizontes mais longos, a informação privada não parece ser tão determinante. O mais importante, nestes casos, é a avaliação de cada agente sobre como o banco central se comportará para reduzir a inflação. Desse modo, a incerteza com relação à aversão à inflação do banqueiro central

assume papel preponderante e, mais ainda, o que se discute, então, é a credibilidade do banco central.

Veja, então, que a fonte de heterogeneidade que nos interessa, e que acreditamos ser melhor captada em horizontes mais longos, é a referente à credibilidade do banco central.

Outro comentário refere-se a utilizarmos a expectativa do resultado acumulado de seis e doze meses em detrimento das expectativas pontuais para horizontes mais longos; por exemplo, a previsão para o 12º mês a contar a partir de quando se faz a expectativa. Analisando a pesquisa do Banco Central, vemos que o desvio padrão médio da amostra é de aproximadamente 0.11 para todos os horizontes⁸⁶. Quando utilizamos, por exemplo, o acumulado em doze meses, o desvio padrão aumenta para cerca de 0.66, indicando uma maior dispersão dos resultados. Uma vez que nossos resultados avaliam a posição de certo agente no *rank* entre os agentes, precisamos de maior dispersão para ter certeza de que, quando efetivamente um agente deixa de ser pessimista e torna-se mediano, isto não significa que houve uma mudança mínima nas expectativas, mas que de fato o agente alterou sua análise da futura política do Banco Central. Tome, como exemplo, que os agentes acreditassem que a inflação mensal para o 12º mês seria 0,5%, mas que houvesse muita pouca heterogeneidade. Desse modo, um agente que acreditasse que a inflação seria 0,45% seria visto como otimista; no entanto, se passasse a achar que a inflação seria 0,55% seria tachado de pessimista. Notadamente, isto não é uma mudança de percepção de política, apenas de crença pontual.

Além disso, fazemos os testes para ano-calendário: desde o ano seguinte à data em que a expectativa foi tomada, até quatro após esta mesma data.

5.5.1.1.

Probabilidade de continuar no mesmo estado

Uma primeira análise refere-se à probabilidade de um agente continuar no mesmo estado (pessimista, otimista ou mediano) de um mês para outro. Os resultados são apresentados abaixo.

⁸⁶ Este desvio padrão foi calculado pelo autor, não é o reportado pelo Banco Central.

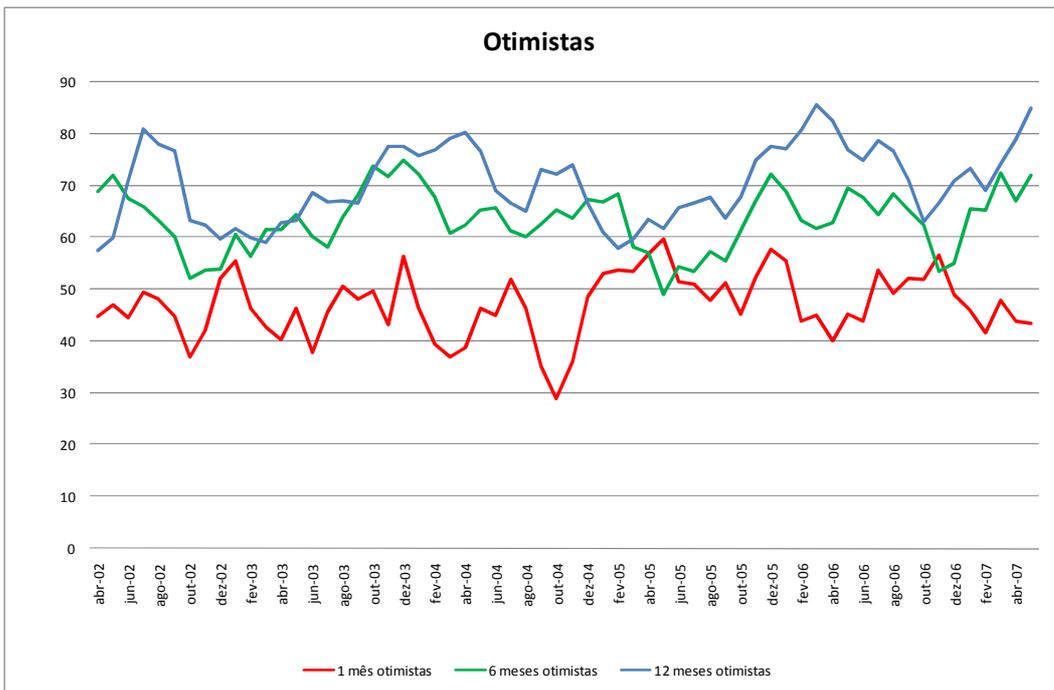


Figura 31 – Comportamento dos agentes otimistas (um mês, seis meses e doze meses)

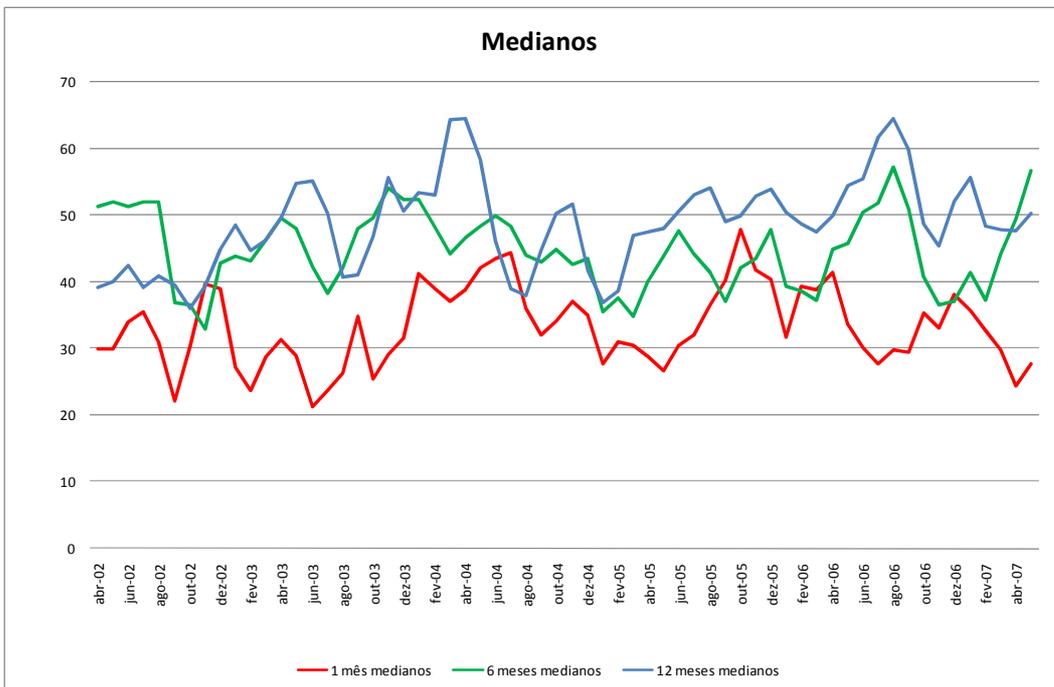


Figura 32 – Comportamento dos agentes medianos (um mês, seis meses e doze meses)

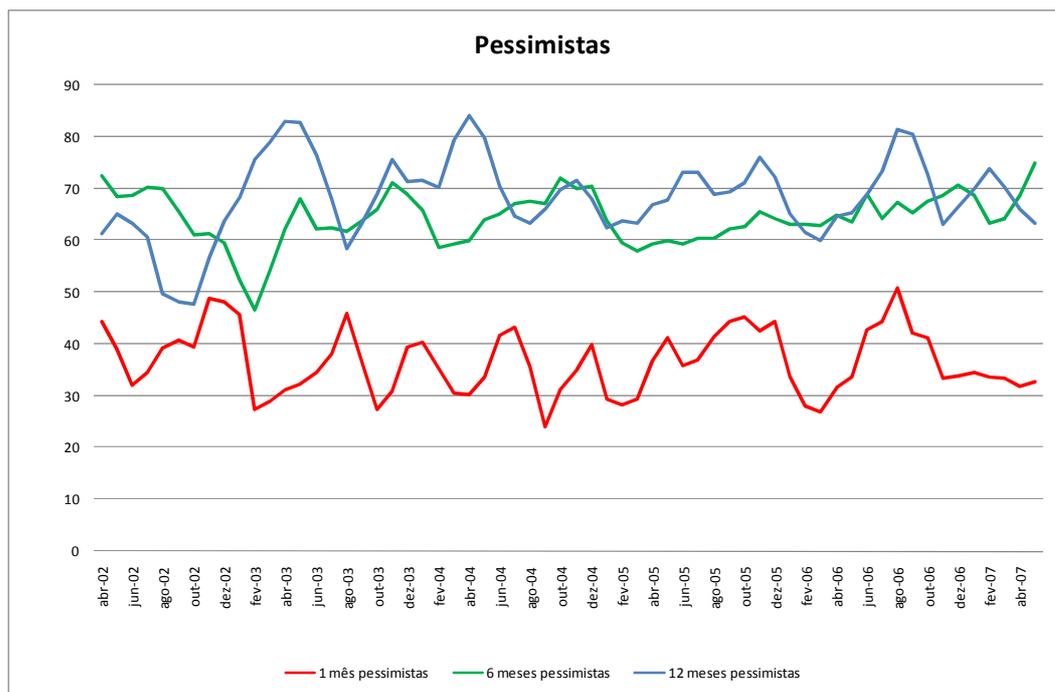


Figura 33 – Comportamento dos agentes pessimistas (um mês, seis meses e doze meses)

Conforme pode ser observado, o primeiro ponto que chama atenção refere-se ao fato de que o comportamento das probabilidades de transição para expectativas acumuladas para os próximos seis e doze meses é semelhante, mas bastante distinto do que é observado para as expectativas para um mês à frente. Este comportamento distinto das expectativas sugere que a fonte de heterogeneidade para horizontes mais longos é distinta da fonte para horizontes mais curtos, tal como sugerimos anteriormente.

Além disso, a probabilidade de permanecer no mesmo estado é maior para horizontes mais longos, principalmente em caso de agentes otimistas ou pessimistas. Cabe ressaltar, então, que estes dois argumentos sugerem que estamos de fato captando a credibilidade ao utilizar matrizes de transição de expectativas com horizontes mais longos. Conforme dito anteriormente, é de se imaginar que o comportamento para seis e doze meses seria distinto das probabilidades para um mês à frente. Vale mencionar que o coeficiente de correlação entre as expectativas de seis e doze meses para agentes otimistas é de 0,43, ao passo que o coeficiente de correlação entre as séries de probabilidade das expectativas para um mês e doze meses para otimistas é de -0,25. Além disso, o

fato de termos encontrado probabilidades maiores de se permanecer no mesmo estado, isto é, maior evidência de que não há uma distribuição aleatória dos agentes, tal como ocorreria se houvesse credibilidade, sugere que em curtos horizontes outros fatores definem a mudança do *rank* das expectativas.

5.5.1.2.

Análise para expectativas acumuladas para seis e doze meses

Para entender melhor os resultados anteriores, apresentamos os resultados agregados pelo horizonte da expectativa. Não apresentaremos os resultados para um mês à frente, pois o interesse por prazos curtos de expectativas foi apenas o de mostrar que a fonte de heterogeneidade é diferente daquela que se evidencia em prazos mais longos.

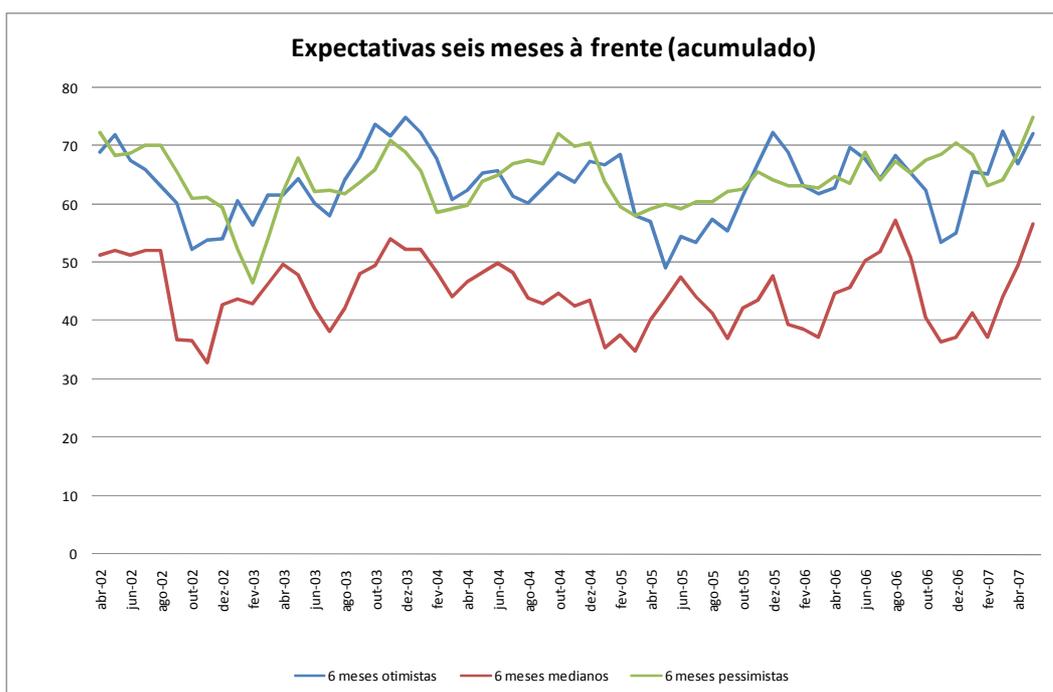


Figura 34 – Comportamento das expectativas para seis meses à frente (acumulado)

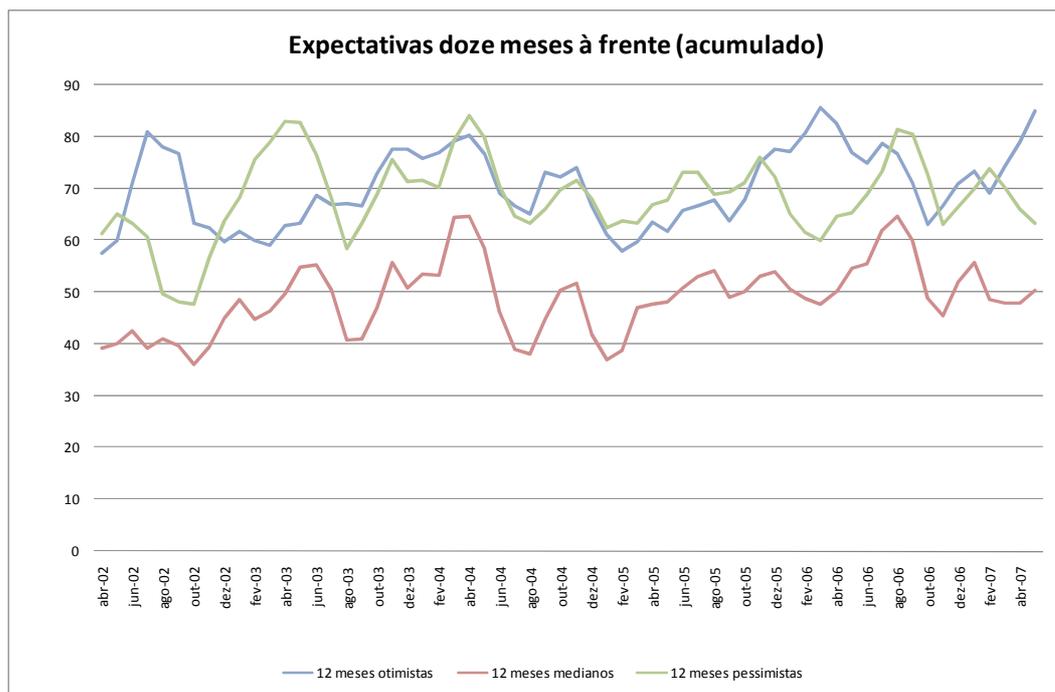


Figura 35 – Comportamento das expectativas para doze meses à frente (acumulado)

Estes gráficos complementam a análise anterior ao permitir que possamos ver como agentes otimistas, pessimistas e medianos, para um dado horizonte de expectativas, se comportam, permitindo uma comparação entre eles ao longo do tempo.

A conclusão imediata que emerge destes resultados é que o comportamento dos otimistas se assemelha bastante ao dos pessimistas, não só em suas mudanças ao longo do tempo, como também no valor absoluto da probabilidade. Veja que, por exemplo, no fim de 2004, todas as séries de seis e doze meses apresentaram uma queda na probabilidade de se manter no mesmo estado. É interessante perceber que, quando há um aumento na probabilidade de um agente pessimista continuar pessimista, o mesmo fenômeno ocorre para agentes otimistas⁸⁷, o que sugere falta de credibilidade. Agentes que são otimistas continuam sendo otimistas, ao passo que agentes pessimistas continuam sendo pessimistas, independente da política do Banco Central.

Outro ponto que deve ser comentado refere-se ao comportamento dos agentes medianos. Conforme pode ser visto, a probabilidade de um agente

⁸⁷ Exceto em meados de 2006 e no início de 2007.

mediano permanecer mediano no período seguinte tende a ser menor do que a probabilidade de continuar otimista ou pessimista. No entanto, o comportamento da série de agentes medianos se assemelha bastante às demais séries. Para melhor explicitar este ponto, apresentamos a tabela abaixo:

6 meses / 12 meses	Coeficiente de Correlação		
	Otimistas	Medianos	Pessimistas
Otimistas	1,00	0,47	0,03
Medianos	0,58	1,00	0,75
Pessimistas	0,46	0,38	1,00

Tabela 26 – Coeficientes de correlação

Na **Tabela 26**, apresentamos os coeficientes de correlação entre as probabilidades de transição de se permanecer no mesmo estado para expectativas acumuladas de seis meses (diagonal inferior) e para expectativas acumuladas de doze meses (diagonal superior). Esta tabela condensa duas matrizes de correlação: uma para expectativas de seis meses (diagonal inferior) e outra para expectativas de doze meses (diagonal superior). Veja que, por exemplo, o coeficiente de correlação entre medianos e otimistas para doze meses é 0,47 e, para seis meses, é 0,58. Conclui-se, desse modo, que os agentes comportam-se de maneira semelhante, sejam otimistas, medianos ou pessimistas. O importante é perceber, desse modo, que as crenças se mantêm no tempo, sugerindo uma medida de credibilidade variante no tempo.

5.5.2.

Resultados para ano-calendário

Nesta seção, apresentamos resultados utilizando expectativas para anos-calendários subsequentes. Dessa maneira, expectativas de janeiro de 2002 ou de agosto de 2002 serão tratadas da mesma maneira, pois estarão avaliando a inflação em 2003.

Em primeiro lugar, cabe ressaltar que o número de agentes fornecendo expectativas para estes horizontes é menor, conforme foi visto na **Tabela 25**:

Uma vez tendo feito estas ressalvas, podemos mostrar os resultados para os dados anuais. Nesta seção, apresentamos os dados para o ano seguinte, mas no apêndice constam os dados para t+2, t+3 e t+4.

Da mesma forma que apresentado anteriormente, a **Figura 36** mostra os resultados para o comportamento das expectativas para o ano seguinte.

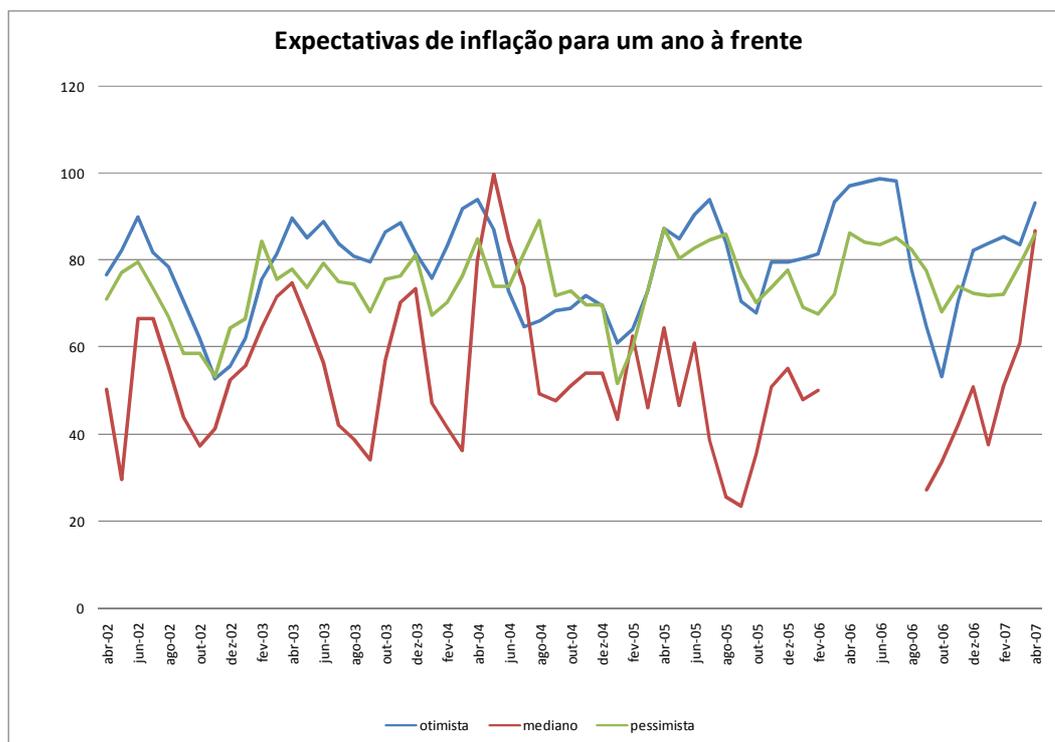


Figura 36 – Comportamento das expectativas para um ano à frente

Os resultados confirmam as conclusões anteriores de que os agentes otimistas e pessimistas comportam-se de maneira semelhante. Além disso, cabe ressaltar que não há agentes medianos durante alguns intervalos. Isto ocorre porque há uma polarização das expectativas, concomitante a um número reduzido de agentes fornecendo estas expectativas, o que acaba fazendo com que não haja agentes no intervalo mediano: 33% a 66% no *ranking* das expectativas.

Os resultados para dois, três e quatro anos à frente são apresentados no apêndice. De forma geral, os resultados parecem ser muito voláteis devido ao número reduzido de agentes. De todo modo, note-se que as probabilidades de se manter no mesmo estado são maiores, quanto maior for o horizonte sobre o qual são feitas as expectativas.

5.6.

Índice de Credibilidade

Os resultados anteriormente apresentados permitem entender o comportamento dos agentes diante do Banco Central. No entanto, não construímos uma medida única de credibilidade até agora. Nesta seção, propomos um índice de credibilidade variante no tempo, inédito na literatura. Apresentamos, inicialmente, os índices de credibilidade já existentes na literatura e, então, apresentamos o índice proposto neste artigo.

5.6.1.

Índices de Credibilidade na literatura

Conforme citamos na resenha da literatura, há vários índices que tentam mensurar a credibilidade de um banco central. Nesta seção, apresentamos alguns deles, semelhantes entre si, que se baseiam em Cecchetti e Krause (2002).

Cecchetti e Krause (2002) constroem um índice de credibilidade da seguinte forma:

$$IC^{CK} = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi) \leq \pi^t \\ 1 - \frac{1}{0.2 - \pi^t} [E(\pi) - \pi^t], & \text{se } \pi^t < E(\pi) < 20\% \\ 0, & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad \text{Eq. 5-1}$$

Este índice sugere que há credibilidade total se a expectativa de inflação ($E(\pi)$) for menor do que a meta de inflação (π^t). Se a expectativa estiver entre a meta e um valor máximo de 20%, então o índice é decrescente na expectativa de inflação, ou seja, quanto maior a expectativa de inflação, menor o índice. No entanto, quando a expectativa de inflação chega a 20%, a credibilidade fica limitada a zero. Veja, então, que os valores extremos do índice são apenas para normalizar o resultado.

Com base neste índice, vários outros foram propostos tentando incorporar as especificidades do regime de metas de inflação brasileiro. Sicsú (2002) propõe um índice que leve em consideração a existência do centro da meta e da meta máxima:

$$IC^S = 100 - \left\{ \frac{|E(\pi) - \pi^t|}{\pi_{\max}^t - \pi_t} \cdot 100 \right\} \quad \text{Eq. 5-2}$$

Veja que este índice é extremamente semelhante ao proposto por Cecchetti e Krause (2002), mas há duas diferenças marcantes. Em primeiro lugar, o índice não é normalizado, podendo atingir valores negativos e valores maiores do que 100. Além disso, Sicsú (2002) sugere, com este índice, que a meta máxima é um limite de credibilidade; veja que a meta máxima desempenha o papel da taxa de inflação de 20% em Cecchetti e Krause (2002).

Mendonça (2002) sugere um índice que é a normalização do índice de Sicsú (2002):

$$IC^M = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi) = \pi^t \\ 1 - \frac{1}{\pi_{\max}^t - \pi^t} [E(\pi) - \pi^t], & \text{se } \pi_{\min}^t < E(\pi) < \pi_{\max}^t \\ 0, & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{\max}^t \text{ ou } E(\pi) \leq \pi_{\min}^t \end{cases} \quad \text{Eq. 5-3}$$

Note, no entanto, que a utilização dos limites propostos é bastante peculiar. Se a inflação for igual à meta, então há credibilidade total, mas se esta se desviar para cima, ou para baixo, há perda de credibilidade. O mais surpreendente não reside apenas no fato de a expectativa de inflação baixa indicar falta de credibilidade. Considere, por exemplo, que $E(\pi)$ esteja na vizinhança de π_{\min}^t . Se $E(\pi)$ se aproxima pela esquerda, então a credibilidade é zero. No entanto, se $E(\pi)$ se aproximar de π_{\min}^t pela direita, o índice é maior do que um. Note, então, que o índice apresenta uma descontinuidade na região do limite inferior da banda da meta de inflação.

É interessante ressaltar, neste ponto, que os resultados encontrados são semelhantes àqueles observados para Cecchetti e Krause (2002).

Nahon e Meurer (2005) sugerem uma nova variante dos índices anteriores, em que a credibilidade é máxima, quando a expectativa estiver abaixo da meta máxima do Banco Central:

$$IC^{NM_a} = \begin{cases} 1, & \text{se } E(\pi) \leq \pi_{\max}^t \\ 1 - \frac{1}{\pi_{\max}^t - \pi^t} [E(\pi) - \pi_{\max}^t], & \text{se } \pi_{\max}^t < E(\pi) < 20\% \\ 0, & \text{se } E(\pi) \geq 20\% \end{cases} \quad \text{Eq. 5-4}$$

Neste mesmo artigo, Nahon e Meurer (2005) ainda sugerem um índice mais simples que avalia se as expectativas estão próximas ou não da meta, em particular, da meta máxima:

$$IC^{NM_b} = \frac{\pi^t}{E(\pi)} \quad \text{Eq. 5-5}$$

Este índice tem como seu apelo principal a simplicidade. No entanto, ele não é normalizado, de modo que vai de ∞ , quando a expectativa é próxima de zero, passando por um, quando a expectativa é igual à meta máxima, até zero, quando a expectativa é altíssima.

Para construir a meta do ano, adotamos um rigor normalmente ignorado que se refere a qual era a meta àquela data. Tome, como exemplo, o ano de 2003. Até 21 de janeiro, a meta era 4%, quando, na Carta Aberta, o Banco Central divulgou que passaria a perseguir a meta de 8,5%. Desse modo, os índices normalmente indicariam uma credibilidade mais alta, pois a distância da expectativa àquela data (11%) para a meta final era menor do que a diferença para a meta que vigia no momento. Apresentamos abaixo um gráfico com a inflação prevista e a meta.

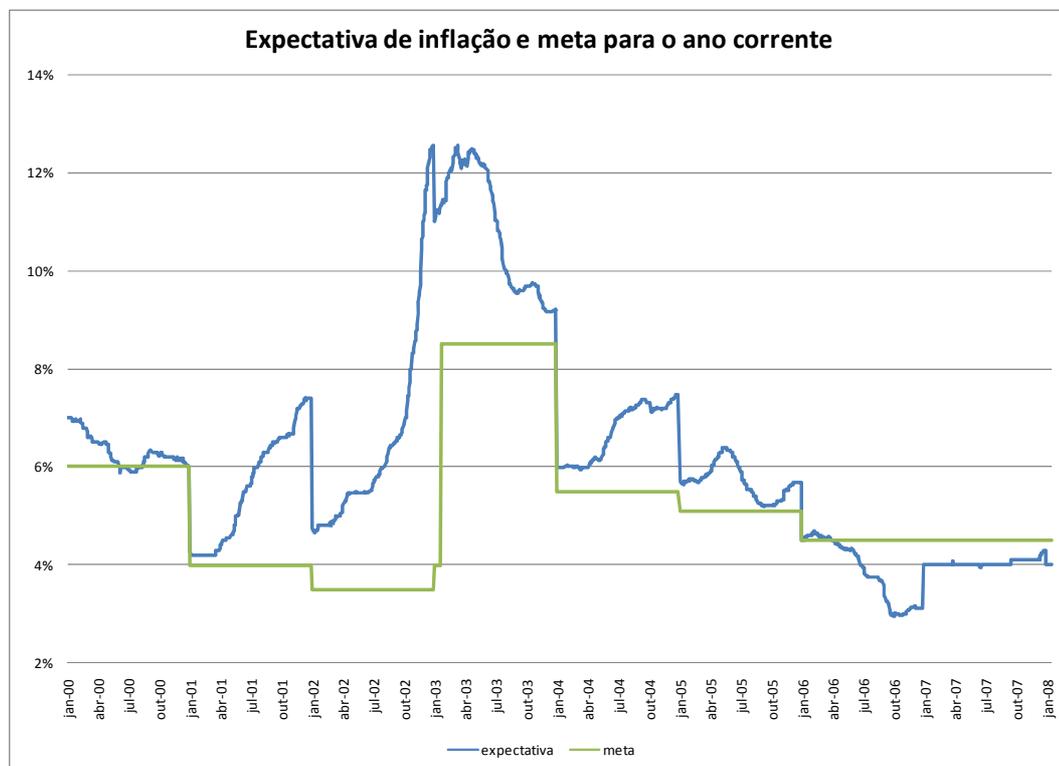


Figura 37 – Expectativa e meta de inflação

A **Figura 37** mostra a meta de inflação, assim como a respectiva expectativa para o ano corrente. A partir destas duas séries, a maior parte dos índices constrói um índice de credibilidade. A crítica que pode ser feita a este método é que não leva em consideração a fonte de aumento das expectativas; se foi má condução da política econômica ou a ocorrência de um choque adverso.

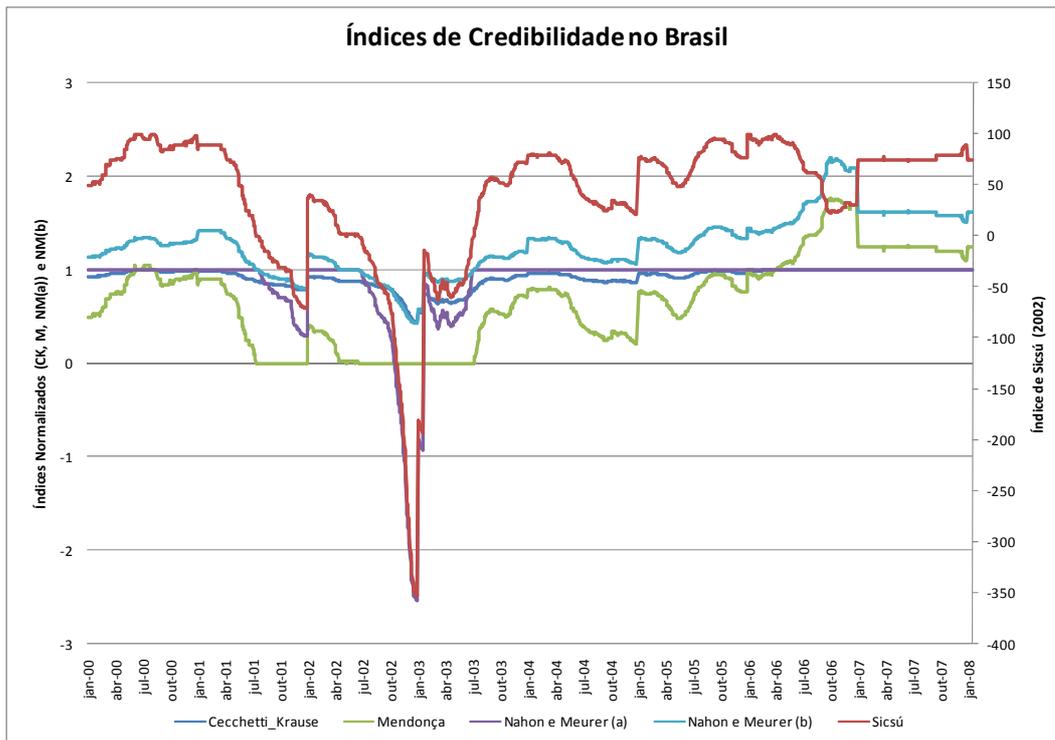


Figura 38 - Índices de credibilidade no Brasil

Na **Figura 38**, construímos todos os índices para o caso brasileiro mais recente. O mais interessante de se observar nestes índices é que a credibilidade, em 2003, logo após a crise eleitoral, ficou bastante comprometida. Conforme se observa, o índice se reduziu bastante, mas o Banco Central conseguiu recuperar a credibilidade posteriormente. A trajetória mais recente sugere que a credibilidade tem se mantido alta e constante, dado que as expectativas estão estáveis, assim como a meta.

5.6.2.

Índice de Credibilidade com dispersão das expectativas

Conforme apresentamos anteriormente, a matriz de probabilidades de transição teórica para um banco central com credibilidade total é composta por probabilidades de mudança de estado de 33,33% para todos os estados. Isto advém do fato de que o *ranking* seria aleatório, de tal modo que a probabilidade de ser considerado otimista, pessimista ou mediano é a mesma independente do estado anterior em que o agente se encontrava.

Desse modo, qualquer probabilidade que difira de 33,33% deve ser vista como evidência de falta de credibilidade. Portanto, nossa medida de credibilidade é definida como a soma das diferenças absolutas entre a matriz de transição encontrada empiricamente e a matriz teórica de credibilidade total.

O índice pode ser escrito como:

$$IC_t = - \sum_{j=1}^3 \left| \sum_{i=1}^3 p_{ijt} - \bar{p}_{ijt} \right|$$

$$\bar{p}_{ijt} = 33,33$$

Eq. 5-6

p_{ijt} : probabilidade de mudança do estado i para o estado j no instante t

Da forma como o índice está construído, quanto menor seu valor, menor a credibilidade, pois maior a diferença para as probabilidades teóricas que ocorrem sob credibilidade perfeita. O resultado pode ser visto abaixo⁸⁸:

⁸⁸ Normalizamos o índice de credibilidade para ser mais facilmente entendido da seguinte maneira: $IC_t^N = \frac{IC_t + IC_{\min}}{IC_{\max} - IC_{\min}}$.

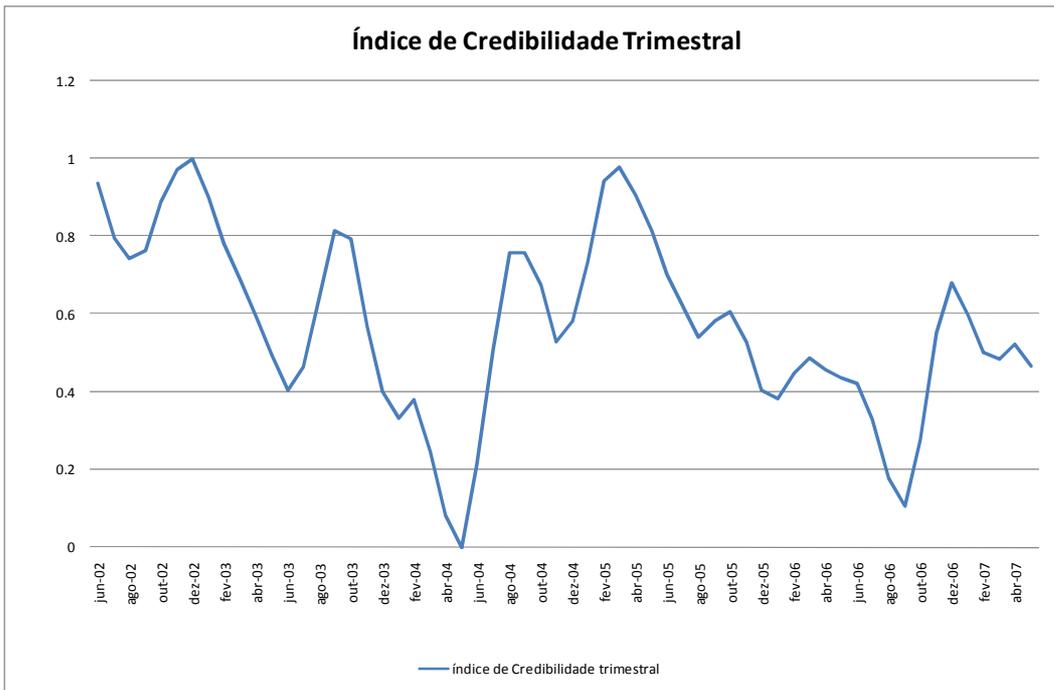


Figura 39 - Índice de credibilidade trimestral com base na expectativa de doze meses

Conforme se observa, até 2004, o índice se assemelha ao que costumamos observar nos índices convencionais calculados para o Brasil, tal como visto anteriormente. Para facilitar, apresentamos uma figura com os índices anteriores e os índices propostos em um mesmo gráfico.

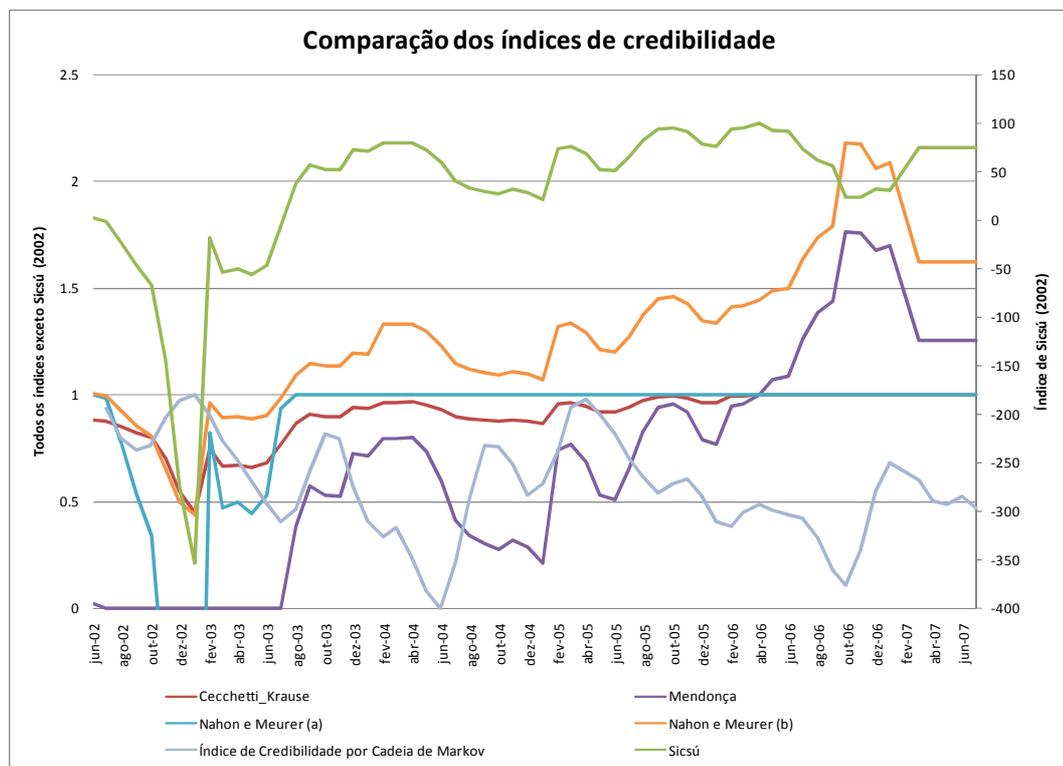


Figura 40 – Comparação dos índices de credibilidade

As quedas de 2003 e 2004 são semelhantes, mas há divergências entre o que encontramos neste índice com o que a literatura sugere. Em primeiro lugar, uma vez que as expectativas têm ficado abaixo da meta de inflação, os índices de credibilidade consideram a credibilidade constante e alta. Veja, no entanto, que isto não é suficiente para determinarmos a credibilidade de um banco central. Ainda que as expectativas sejam baixas, a credibilidade pode variar, o que sem dúvida é uma contribuição do índice proposto. Além disso, a recente queda da credibilidade do Banco Central utilizando um índice de Markov, em contraposição à manutenção da credibilidade evidenciada nos demais índices, também deve ser ressaltada.

5.7.

Conclusão

Neste artigo, propusemos uma nova forma de análise das expectativas de inflação utilizando uma base de dados de expectativa de inflação desagregada por agente.

Com diferentes horizontes temporais, sugerimos que uma maneira de avaliar a credibilidade do Banco Central é identificando se um agente se mantém otimista ou pessimista ao longo do tempo. Se os agentes mudarem os seus comportamentos aleatoriamente, isto indicará que há credibilidade. No entanto, se houver persistência nos estados, há desconfiança da verdadeira aversão do banco central à inflação, fazendo com que alguns agentes mantenham-se otimistas e outros, pessimistas. A hipótese subjacente é que a fonte de heterogeneidade advém de desconfiança com relação à verdadeira aversão do Banco Central à inflação.

Os resultados encontrados sugerem que agentes otimistas e pessimistas se comportam de forma semelhante, isto é, as trajetórias temporais dos otimistas e dos pessimistas é semelhante.

Diante deste resultado, construímos um novo índice de credibilidade que avalia o papel de cada agente no *ranking* mensal de expectativas, independente do valor em si da expectativa frente à meta. Os resultados são bem interessantes,

sugerindo uma queda na credibilidade em 2003 e 2004, quando o Banco Central teve que alterar suas metas.

Este novo índice apresentado é uma proposta adicional para medir a credibilidade que tem, como principal atrativo, a utilização da dispersão das expectativas. No entanto, deve ser ressaltado que este índice é complementar aos demais já existentes na literatura, que dão maior ênfase à meta de inflação explicitamente.

5.8.

Apêndice

Este apêndice é composto de três seções. Na primeira seção, resumimos o arcabouço matemático de Cadeias de Markov utilizado. Na segunda, propomos uma simulação teórica que mostre a relação entre a dispersão de expectativas e a incerteza quanto ao coeficiente de aversão à inflação do Banco Central. Na terceira seção, destacamos os resultados encontrados para expectativas com horizontes mais longos: dois, três e quatro anos à frente.

5.8.1.

O arcabouço matemático⁸⁹

Seja um sistema com n possíveis estados: S_1, S_2, \dots, S_n e instantes no tempo: t_0, t_1, \dots

Suponha que, em cada instante, o sistema só possa permanecer em um estado.

Defina p_{ij} como a probabilidade de que o sistema esteja no estado S_j no instante t_k , supondo que o sistema estava no estado S_i no instante t_{k-1} . Dessa maneira, é imediato vermos que p_{ij} não é variante no tempo.

Definição: $P = (p_{ij})_1^n$ é uma cadeia de Markov com número finito de estados tal que:

⁸⁹ Uma boa referência para Cadeia de Markov é Gantmacher (2005).

- $p_{ij} \geq 0$
- $\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1 \quad (i, j = 1, 2, \dots, n)$

Definição: Uma matriz quadrada $P = (p_{ij})_1^n$ é dita estocástica se a matriz P é não negativa e se toda soma dos elementos da linha é igual a 1.

Dessa maneira, uma matriz de probabilidades de transição de uma cadeia de Markov homogênea é estocástica e, por outro lado, uma matriz estocástica arbitrária pode ser vista como uma matriz de probabilidades de uma Cadeia de Markov homogênea.

Estes fatos podem ser reescritos dizendo que uma matriz P não-negativa é estocástica se, e somente se, o vetor $(1, 1, \dots, 1)$ é o autovetor característico de P , cujo autovalor é 1.

Veja que as regras para somar e multiplicar probabilidades são triviais:

$$p_{ij}^{(q+1)} = \sum_{h=1}^n (p_{ih}^{(q)}) p_{hj} \quad \text{Eq. 5-7}$$

Esta expressão está apenas dizendo que devemos somar todas as probabilidades intermediárias para encontrarmos uma probabilidade final.

5.8.2.

Simulação teórica

Como forma de melhor explicitar o índice de credibilidade sugerido, apresentamos uma simulação teórica. Conforme dito anteriormente, a credibilidade, no nosso caso, surge da desconfiança sobre a verdadeira aversão do Banco Central à inflação. Desse modo, apresentamos uma breve simulação. Suponha três agentes na economia: otimista, mediano e pessimista. Cada um deles acredita em um certo coeficiente da aversão à inflação do Banco Central, tal que, para cada agente j :

Construção da expectativa de inflação do agente j (π_t^j):

$$\pi_t^j = \gamma x_{t-1}^j + \vartheta_t^j$$

Construção da expectativa de hiato do agente j (x_t^j):

$$x_t^j = -\sigma(R_t^j - \pi_t^j - r_t)$$

Taylor:

$$R_t^j = \phi_r R_{t-1} + \phi_\pi^j \pi_{t-1} + \phi_x x_{t-1}$$

Este modelo é o mais simples em que podemos ter três agentes construindo expectativas para inflação, hiato e taxa de juros. Mais ainda, os agentes utilizam as próprias expectativas quando estão no período contemporâneo, pois não conhecem os verdadeiros valores, mas utilizam as verdadeiras variáveis defasadas, exceto o hiato devido à incerteza quanto à sua mensuração. Há, ainda, um choque normal idiossincrático ao agente na definição da inflação em nossa Phillips estilizada, definido como um choque normal de média zero e variância 0,1.

Além disso, precisamos agregar as expectativas gerais para construir o modelo mais geral.

Expectativas:

$$E_t(\pi_{t+1}) = \chi E_t(\pi_{t+1}^{otimista}) + \varphi E_t(\pi_{t+1}^{pessimista}) + (1 - \chi - \varphi) E_t(\pi_{t+1}^{mediano})$$

Se supusermos esta linearidade, não haveria razão para que os diferentes agentes, mais dispersos ou não, afetassem a inflação. De todo modo, o desvio padrão das expectativas seria maior quanto maior fosse a disparidade entre os verdadeiros coeficientes.

Para fechar o modelo, utilizamos as seguintes equações:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \gamma_t + \varepsilon_t$$

$$x_t = -\sigma(R_t - E_t \pi_{t+1} - r_t) + v_t$$

$$R_t = \phi_r R_{t-1} + \phi_\pi^j \pi_{t-1} + \phi_x x_{t-1} + \eta_t$$

Utilizamos, para facilitar, uma economia fechada, mas isto não significa perda de generalidade do exemplo. Além disso, os choques utilizados são normalmente distribuídos e independentes entre si. Por fim, cabe mencionar que as expectativas de inflação são formadas a partir da média das expectativas dos agentes.

A credibilidade está, desse modo, na crença com relação ao coeficiente de resposta da taxa de juros à inflação, apresentada na Regra de Taylor, que depende de j , índice que define o agente mediano, pessimista ou otimista.

O exercício utilizado nesta seção consiste em definir três agentes com diferentes crenças com relação ao verdadeiro valor do coeficiente da Regra de

Taylor. A partir de então, rodamos o sistema sujeito a choques normalmente distribuídos e dependendo apenas da condição inicial.

Apresentaremos dois exemplos em que o coeficiente do agente mediano é igual ao coeficiente verdadeiro; o agente otimista acredita em um coeficiente maior (aversão maior) e o agente pessimista acredita em um coeficiente menor (aversão menor). A distinção entre os dois exemplos consiste na amplitude entre as diferenças do coeficiente de aversão que o pessimista e o otimista têm. No exemplo que definiremos “com credibilidade”, os coeficientes são próximos do verdadeiro, ao passo que no exercício “sem credibilidade”, o pessimista acredita em um coeficiente menor e o otimista em um coeficiente maior do que aquele observado “com credibilidade”. O agente mediano possui coeficientes iguais ao verdadeiro do Banco Central em ambos os casos⁹⁰.

Quando não há viés sistemático, se a média dos coeficientes for igual, ainda que a dispersão dos coeficientes seja maior em um caso do que em outro, nenhuma das variáveis macroeconômicas indicará isto, pois o nível não se altera. No entanto, a dispersão das expectativas será maior quanto maior for a dispersão nos coeficientes, conforme pode ser visto no gráfico abaixo.

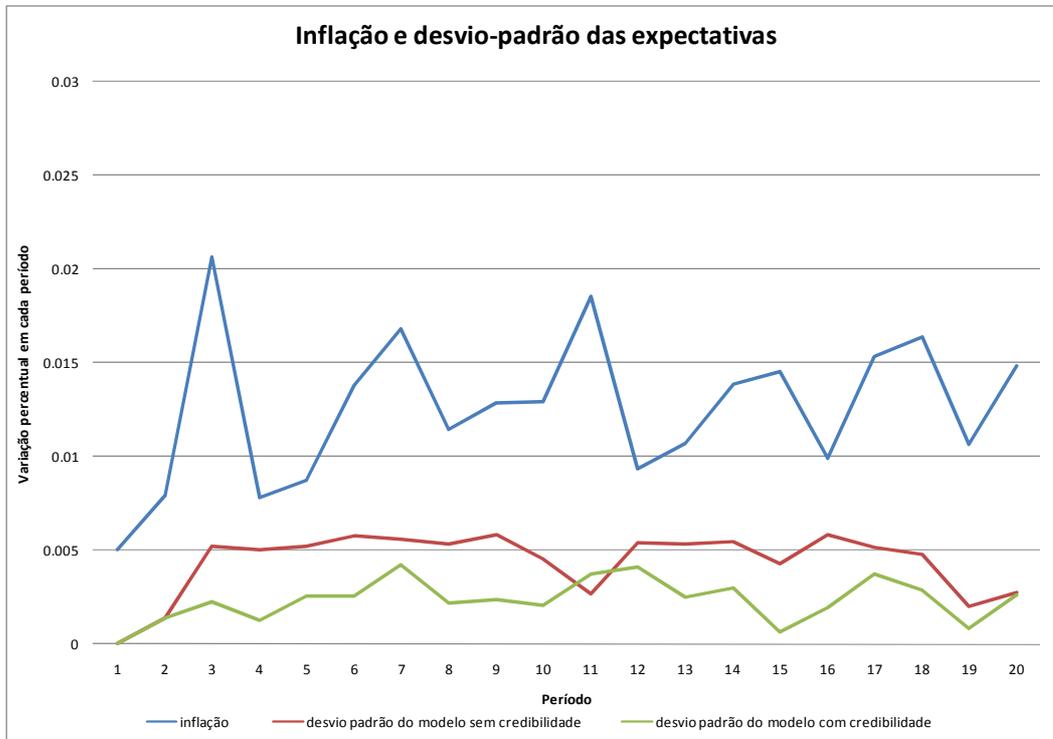


Figura 41 – Dispersão das expectativas de inflação

⁹⁰ A parametrização completa pode ser obtida com o autor.

A **Figura 41** sugere que, quanto maior for a dispersão do coeficiente, maior será a dispersão das expectativas. Este resultado é bastante intuitivo e sugere que a ancoragem das expectativas passa por uma maior confiabilidade do verdadeiro coeficiente de inflação da Regra de Taylor do Banco Central. No entanto, deve ser ressaltado que, se não houver alteração das expectativas, isto não afeta o nível da inflação.

Para deixar mais clara a motivação para o índice de credibilidade sugerido, apresentamos um gráfico com o número de mudanças de estado por período.

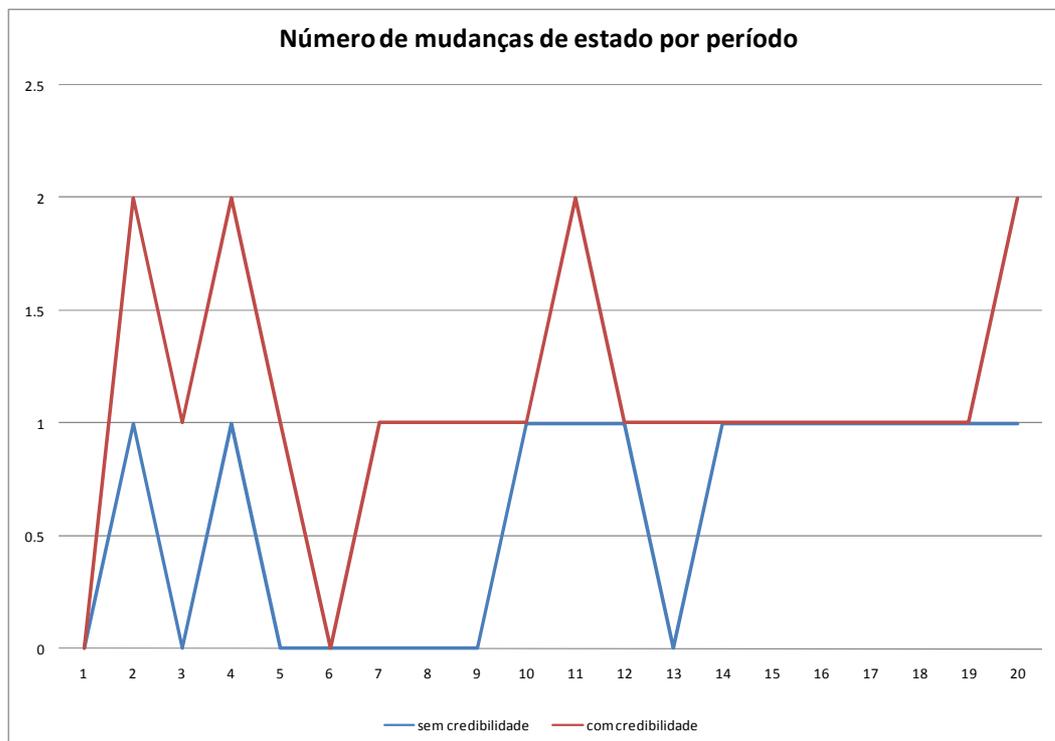


Figura 42 – Número de mudanças de estado por período

A **Figura 42** ilustra o número de mudanças de estado do agente por período. Isto significa que, por exemplo, um agente pessimista, cujo coeficiente de aversão à inflação na Taylor seria menor, tenderia a ter a expectativa de inflação mais baixa. No entanto, quando ele passa a ter expectativas maiores do que o agente mediano, há uma mudança na ordem; desse modo o número de mudanças no período assume o valor um. Assim, quanto maior o número de mudanças, mais instável é a ordem das expectativas de inflação dos agentes pessimistas, medianos e otimistas. Conforme pode ser observado, quando há uma convergência do

coeficiente de aversão ao risco, maior a ocorrência de mudanças, tal como sugerido em nosso índice de credibilidade.

5.8.3.

Resultados utilizando expectativas de horizontes longos

Nesta seção, ilustramos os resultados para horizontes mais longos de expectativas: dois anos, três anos e quatro anos à frente. Os resultados são bastante sensíveis, pois há um número reduzido de agentes reportando suas expectativas. De modo geral, a conclusão que emerge ao analisarmos estes resultados é que as probabilidades de permanência no mesmo estado, quais sejam otimistas, pessimistas ou medianos, aumenta quanto maior for o horizonte sobre o qual são feitas as expectativas.

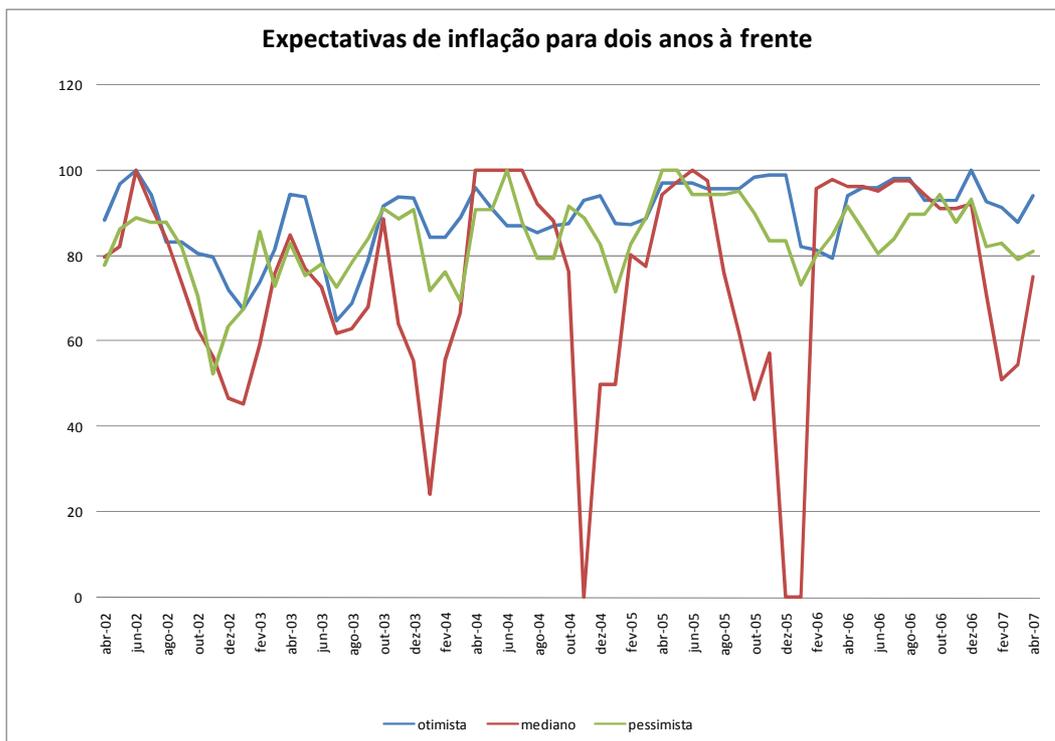


Figura 43 - Comportamento das expectativas para dois anos à frente

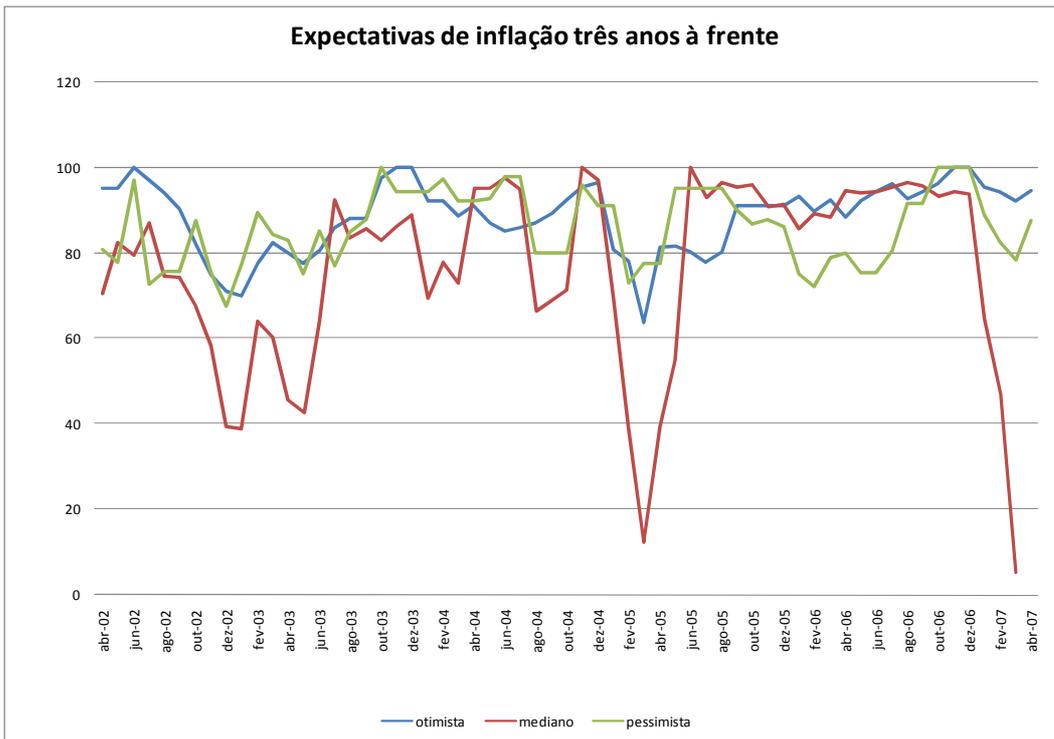


Figura 44 - Comportamento das expectativas para três anos à frente

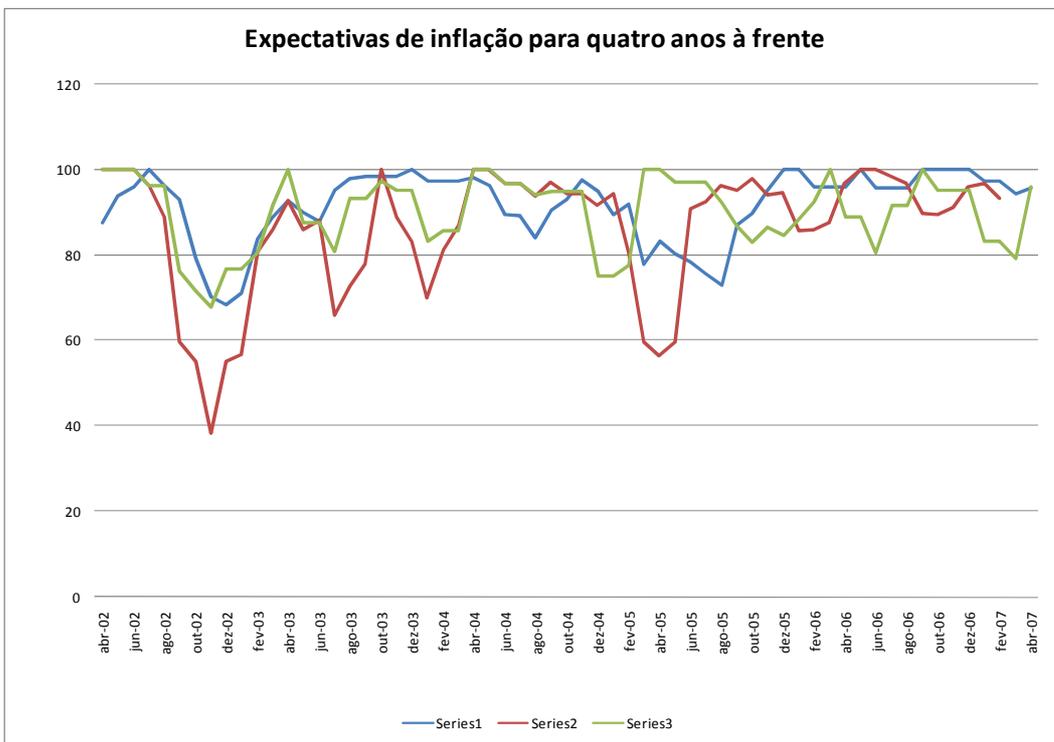


Figura 45 - Comportamento das expectativas para quatro anos à frente

Conclusão

Nesta dissertação, estudamos alguns temas em política monetária, com especial ênfase para o aspecto de expectativas inflacionárias.

No primeiro artigo, avaliamos como as expectativas eram formadas, enfatizando a teoria de rigidez informacional. Mostramos que as expectativas não podem ser consideradas racionais, nem adaptativas. No que se refere à teoria de rigidez de informação, a conclusão que emerge é que a série de expectativas se comporta de maneira semelhante ao que seria observado teoricamente sob *sticky information*. De todo modo, as expectativas coletadas pelo Banco Central não parecem reagir de forma semelhante ao que a teoria preveria. Este resultado é interessante porque permite uma nova interpretação da política monetária no Brasil levando em consideração a possibilidade de inércia das expectativas.

Uma vez estudado o tema de formação de expectativas, avaliamos como se dava o processo de transmissão de expectativas dentro do mercado financeiro. Utilizando um modelo composto por um agente *expert* e um agente mediano, mostramos que os agentes medianos utilizam as expectativas dos agentes *experts* defasadas no tempo. Uma conclusão adicional a que chegamos é que o peso dado às expectativas dos *experts* aumenta quando a divulgação do dado se aproxima. Além disso, o peso dado à incorporação de informações recentes não parece ser significativo. A novidade do artigo, mostrando a diferença de peso dado ao agente mais bem informado dependendo de quantas semanas faltam para a divulgação do dado, sugere duas interpretações. Em primeiro lugar, no campo acadêmico, uma evidência de como se dá o processo de aquisição de informação. Além disso, no campo de política econômica aplicada, permite entender que a média das expectativas captadas pelo Focus apresenta uma inércia que muitas vezes não é considerada pelo condutor de política econômica.

O terceiro artigo apresentado avalia como se dá a determinação de preços na economia brasileira. Utilizando a série de IPCA desagregado em 512 subitens,

verificamos o que ocorre após uma elevação da taxa de juros ou uma depreciação cambial. Conforme argumentado, leva cerca de um ano até que a distribuição de preços retorne ao seu formato anterior ao choque. Este resultado é interessante por mostrar que não só a inflação cheia se altera, mas que há uma mudança de preços relativos durante um ano, até que a distribuição se restabeleça.

Por fim, no quarto artigo procuramos estudar o tema de credibilidade a partir de uma nova metodologia sobre uma base de dados com expectativas desagregadas. Permitindo a análise de credibilidade relativa, que ignora a meta de inflação e constrói um índice a partir da heterogeneidade das expectativas, propomos um índice de credibilidade a partir de uma matriz de transição de Markov variante no tempo. Os resultados indicam que a sensibilidade do modelo proposto é maior do que a dos demais índices existentes, mas ele capta os movimentos dos índices já encontrados na literatura.

Como pudemos ver, este trabalho traz contribuições ao entendimento da política monetária no Brasil. No entanto, longe de esgotar este tema, a dissertação sugere novos caminhos envolvendo horizontes de expectativas, heterogeneidade na definição de preços e na formação de expectativas como ingredientes essenciais para o entendimento da política monetária.

Bibliografia

- Angeletos, G.M. e A. Pavan, (2007), "Policy with Dispersed Information", MIT, mimeo.
- Aoki, K., (2001). "Optimal monetary policy responses to relative-price changes", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48(1), pp. 55-80.
- Balke, N. e M. Wynne, (2007). "The Relative Price Effects of Monetary Shocks", *Journal of Macroeconomics*, vol. 29(1), pp. 19-36.
- Ball, L. e D. Croushore (2003). "Expectations and the Effects of Monetary Policy", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35(4), pp. 473-484.
- Barth, M. e V. Ramey (2001). "The Cost Channel of Monetary Transmission", *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 16, pp. 199-240.
- Benigno, P., (2004). "Optimal monetary policy in a currency area", *Journal of International Economics*, vol. 63(2), pp. 293-320.
- Bernanke, B. e I. Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113(3), pp. 869-902.
- Bevilaqua, A., M. Mesquita e A. Minella (2007). "Brazil: taming Inflation Expectations", *Central Bank of Brazil Working Paper Series*, no. 129.
- Bils, M. e P. Klenow, (2004). "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, vol. 112, pp. 947-985.
- Bils, M., P.Klenow e O. Kryvtsov, (2003). "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 27(1), pp. 2-9.
- Blanchard, O. (1984). "The Lucas Critique and the Volcker Deflation", *The American Economic Review*, vol. 74(2), pp. 211-215.
- Blinder, A. S. (1999). "Central Bank credibility: Why do we care? How do we build it?", *NBER Working Paper Series*, n. 7161.

- Bogdanski, J., P. Freitas, I. Goldfajn e A. Tombini, (2001). "Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality", *Central Bank of Brazil Working Paper Series*, no. 24.
- Boivin, J., M. Giannoni e I. Mihov (2007). "Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated U.S. Data", *NBER Working Paper Series*, n. 12824.
- Carroll, C., (2003). "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 118(1), pp. 269-298.
- Carvalho, C., (2006). "Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks", *Frontiers of Macroeconomics*, vol. 2(1).
- Carvalho, F. e Bugarin, M., (2006). "Inflation Expectations in Latin America". *Economía (Washington)*, v. 2006, pp. 101-145.
- Casella, G. e R. Berger, (2004). "Statistical Inference", Second Edition, Duxbury, CA, US.
- Cecchetti, S. e S. Krause, (2002). "Central bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships", *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, vol. 84(4), pp. 47-59.
- Cerisola, M. e Gelos, R., (2005). "What Drives Inflation Expectations in Brazil?: An Empirical Analysis", *IMF Working Paper Series*, n. 05/109.
- Christiano, L., M. Eichenbaum e C. Evans, (1999). "Monetary Policy Shocks: what have we learned and to what end?", *Handbook of Macroeconomics*, eds. J.B. Taylor and M. Woodford, Amsterdam: Elsevier, pp. 65-148.
- Coibion, O., (2005). "Empirical Evidence on the Sticky Information Phillips Curve". University of Michigan, mimeo.
- Curtin, R., (2005). "Inflation Expectations: Theoretical Models and Empirical Tests", *National Bank of Poland Series*, mimeo.
- Döpke, J., Dovern, J., Fritsche, U. e Slacalek, J., 2003. "Sticky Information Phillips Curves: European Evidence", *German Institute for Economic Research Discussion Papers*, n. 615.
- Döpke, J., Dovern, J., Fritsche, U. e Slacalek, J., 2005. "European Inflation Expectations Dynamics", *Deutsche Bundesbank Discussion Paper, Series 1: Economic Studies*, n.37.

Dupor, B. and T. Tsuruga (2005), “Sticky Information: The Impact of Different Information Updating Assumptions”, *Journal of Money, Credit and Banking*, forthcoming.

Easaw, J. e A. Ghoshray, (2003). “Households Forming Expectations In The US And UK: Who Is Learning From Whom?” Royal Economic Society Annual Conference 2004, vol. 28, Royal Economic Society.

Fernandes, M. e J. Toro, (2005). “O mecanismo de transmissão monetária na Economia Brasileira Pós-Plano Real”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 59(1), pp.

Fraga, A., I. Goldfjan e A. Minella, (2003). “Inflation Targeting in Emerging Market Economies,” *NBER Working Paper Series*, No.10019.

Gabaix, X., D. Laibson, G. Moloche e S. Weinberg, (2006). “Information Acquisition: Experimental Analysis of a Boundedly Rational Model”, *The American Economic Review*, vol. 96(4), pp. 1043-1068.

Gantmacher, F., (2005), “Applications of the Theory of Matrices”, Dover Publications.

Lowenkron, A. e M. Garcia, (2007). “Monetary policy credibility and inflation risk premium: a model with application to Brazilian data”, Departamento de Economia – PUC-Rio, Texto para discussão n. 543.

Gorodnichenko, Y., (2006), “Monetary Policy and Forecast Dispersion: a test of the sticky information model”, University of Michigan, mimeo.

Hansen, L., T. Sargent, G. Turmuhambetova e N. Williams, (2006). “Robust Control and Model misspecification”, *Journal of Economic Theory*, vol. 128(1), pp. 45-90.

Hardouvelis, A. e W. Barnhart, (1989). “The evolution of federal reserve credibility: 1978-1984”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 71(3), pp. 385–393.

Keane, M. e D. Runkle, (1990). “Testing the rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data”, *The American Economic Review*, vol. 80(4), pp. 714-735.

Khan, H. e Z. Zhu, (2006). “Estimates of the Sticky Information Phillips Curve for the United States”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 38(1), pp. 195-207.

- Korenok, O., 2004. "Empirical Comparison of Sticky Price and Sticky Information Models". Department of Economics, Rutgers University. Mimeo.
- Kydland, F. e E. Prescott, (1977). "Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans", *The Journal of Political Economy*, vol. 85(3), pp. 473-492.
- Lovell, M., (1986). "Test of the rational expectations hypothesis", *The American Economic Review*, vol. 76(1), pp. 110-124.
- Lubik, T. e F. Schorfheide (2005), "A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics", *Working paper for 2005 NBER Macroannual*.
- Lucas, R., (1972). "Expectations and the neutrality of money," *Journal of Economic Theory*, vol. 4(2), pp 103-124.
- Lucas, R., (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *The American Economic Review*, vol. 63(3), pp. 326-334.
- Mankiw, N. e R. Reis, (2002). "Sticky Information vs. Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117 (4), pp. 1295-1328.
- Mankiw, N., R. Reis e J. Wolfers, (2004). "Disagreement about Inflation Expectations", *NBER Working paper Series*, No 9796.
- Marques, A., P. Fachada e D. Cavalcanti, (2003). "Sistema Banco Central de Expectativas de Mercado", *Notas Técnicas do Banco Central do Brasil*, n. 36.
- Mendonça, H. e G. Souza (2007), "Credibilidade do Regime de metas para inflação no Brasil", *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 37(2), pp. 247-282.
- Minella, A., "Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975 – 2000): A VAR Estimation", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 57(3), pp. 605-635.
- Minella, A., P. Freitas, I. Goldfajn e M. Muinhos, (2003), "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility", *Journal of International Money and Finance*, vol. 22(7), pp. 1015-1040.
- Monetary Policy", *NBER Working Paper Series*, n. 5344.
- Morris, S. e H. Shin, (2006). "Inertia of forward-looking Expectations", *The American Economic Review Papers & Proceedings*, vol. 96(2), pp. 152-157.
- Muth, J., (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, vol. 29(3), pp. 315-335.
- Nahon, B e R. Meurer, (2005). "A Relação entre a Credibilidade do Banco Central e a Inflação no Brasil do Regime de Metas Inflacionárias". In: Encontro de

Economia da Região Sul -, 8, Porto Alegre, 22-23/09/2005: ANPEC-Sul. Anais eletrônicos. Disponível em <http://www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2005/artigos/area2-01.pdf>.

Nunes, R., (2006). “On the epidemiological microfoundations of sticky information”, Universitat Pompeu Fabra, mimeo.

Orphanides, A. e J. Williams, (2006). “Imperfect Knowledge, Inflation Expectations, and Monetary Policy”, *NBER Working Paper Series*, n. 9884.

Phelps, E. (1970), "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory", in "Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory", New York: Norton.

Razzak, W. (2001). “Are inflation-targeting regimes credible? Econometric evidence”, *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*.

Reis, R. (2006), “Inattentive Consumers”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 53(8), pp. 1761-1800.

Reis, R. (2006), “Inattentive Producers”, *Review of Economic Studies*, vol. 73(3), pp. 793-821.

Romer, C. e D. Romer (2004), “A new measure of monetary shocks: derivation and implications”, *The American Economic Review*, vol. 94(4), pp. 1055-1084.

Ross, S., J. Jaffe e R. Westerfield, (2005), *Corporate Finance*, 5a. edição, Irwin, Chicago IL, EUA.

Sargent, T. (1982). “The ends of four big inflations”. In Hall, R., editor, *Inflation: Causes and Effects*. University of Chicago Press, Chicago.

Saud, P., (2007). “Estudando Flutuações da Potência da Política Monetária”, Dissertação de Mestrado. Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. 66 pp.

Sent, E., (1997). “Sargent versus Simon: Bounded rationality unbound”, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 21(3), pp. 323-338.

Série Relatórios Metodológicos (2005), “Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor – Estruturas de Prponderação a partir da Pesquisa de Orçamentos Familiares (2002-2003)”, vol. 34. IBGE.

Sicsú, J. (2002) “Expectativas Inflacionárias no Regime de Metas de Inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro”. *Economia Aplicada*, v. 6, nº.4, 703-711.

- Simon, H., (1991). “Models of my Life”, Basic Books, Inc., New York, NY, 1991, 416 p.
- Sims, C., 2003. “Implications of rational inattention”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 50(3), pp. 665-690.
- Svensson, L. (1993). “The simplest test of inflation target credibility”, *NBER Working Paper Series*, n.4604.
- Teles, V. e J. Nemoto, (2005). “O Regime de metas de inflação no Brasil é crível”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 59(3), pp. 483-505.
- Woodford, M. (2007), “Forecast Targeting as a Monetary Policy Strategy: Policy Rules in Practice”, artigo apresentado na conferência “John Taylor's Contributions to Monetary Theory and Policy”, Federal Reserve Bank of Dallas, October 12-13, 2007.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)