

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA

**DIVERGÊNCIA NAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO – UMA ANÁLISE  
EMPÍRICA SOBRE A FORMAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO  
BRASIL PARA O PERÍODO DE JAN/2002 A FEV/2011**

DANIEL MILAN CANDIDO

RIO DE JANEIRO

2012

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

**DIVERGÊNCIA NAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO – UMA ANÁLISE  
EMPÍRICA SOBRE A FORMAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO NO  
BRASIL PARA O PERÍODO DE JAN/2002 A FEV/2011**

DANIEL MILAN CANDIDO

Dissertação de Mestrado apresentada ao Corpo Docente do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de MESTRE em Ciências, em Economia.

Orientador: Prof. Antonio Licha

RIO DE JANEIRO

2012

## FICHA CATALOGRÁFICA

S237 Candido, Daniel Milan.

Divergência nas expectativas de inflação – uma análise empírica sobre a formação das expectativas de inflação no Brasil para o período Jan/2002 a Fev/2011 /

Daniel Milan Candido. Rio de Janeiro, 2012.

42 f : 30 cm.

Orientador: Antonio Licha.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2012.

Bibliografia: f. 40-42

1. Regulação econômica. 2. Inovação. 3. Biocombustíveis.

I. Licha, Antonio. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. IV. Título.

## RESUMO

CANDIDO, Daniel Milan. **Divergência nas expectativas de inflação – uma análise empírica sobre a formação das expectativas de inflação no Brasil para o período Jan/2002 a Fev/2011**. Rio de Janeiro. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

A dissertação examina, através de uma série de testes empíricos, dentre os principais modelos debatidos na literatura para explicar a formação das expectativas de inflação, qual tem a melhor aderência aos dados da economia brasileira. A base de dados obtida junto ao Banco Central do Brasil nos apresenta indícios que a flexibilização da hipótese de racionalidade pode ser o caminho para melhor explicar diversos fatos estilizados.

Palavras-chave: Expectativas, Racionalidade, Divergência e Informação Rígida

## ABSTRACT

CANDIDO, Daniel Milan. **Divergência nas expectativas de inflação – uma análise empírica sobre a formação das expectativas de inflação no Brasil para o período Jan/2002 a Fev/2011**. Rio de Janeiro. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

The dissertation examines, through a series of empirical tests, among the major models discussed in the literature to explain the formation of inflation expectations, which has the best fitting to the data of the Brazilian economy. The database obtained from the Central Bank of Brazil presents evidence that relaxing the assumption of rationality may be the best way to explain several stylized facts.

Keywords: Expectations, Rationality, Disagreement and Sticky Information

## SUMÁRIO

INTRODUÇÃO .....	9
SEÇÃO II: RESENHA DA LITERATURA .....	11
SEÇÃO III: DADOS .....	12
SEÇÃO IV: TESTES DE EXPECTATIVAS RACIONAIS E ADAPTATIVAS .....	14
IV.1 Expectativas Adaptativas .....	14
IV.2 Expectativas Racionais .....	16
SEÇÃO V: DISCORDÂNCIA NAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO: FATOS ESTILIZADOS..	21
SEÇÃO VI: TESTES DO MODELO DE INFORMAÇÃO RÍGIDA.....	26
VI.1 Descrição do <i>rolling</i> VAR .....	26
VI.2 Métodos para a determinação de $\lambda$ .....	29
VI.3 Resultados do modelo de informação rígida.....	31
CONCLUSÃO .....	39
REFERÊNCIAS.....	40

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico V.1 - Divergência e o nível da Inflação .....	22
Gráfico V.2 - Divergência e mudanças na Inflação .....	23
Gráfico V.3 - Divergência e mudanças na Inflação ao quadrado.....	23
Gráfico V.4 - Divergência e a economia real (hiato PIM-PF) .....	24
Gráfico V.5 - Divergência e a economia real (hiato IBC-BR).....	24
Gráfico VI.1.1 - Filtro HP IBC-BR vs. Filtro HP PIM-PF .....	27
Gráfico VI.1.2 - IPCA vs. Previsão IPCA_Rolling_VAR.....	29
Gráfico VI.3.1 - Mediana Focus vs. Mediana informação rígida ( $\lambda=22\%$ ) .....	32
Gráfico VI.3.2 - Mediana Focus vs. Mediana informação rígida ( $\lambda=30\%$ ) .....	33
Gráfico VI.3.3 - Interquartil Focus vs. Interquartil informação rígida ( $\lambda=22\%$ ) .....	34
Gráfico VI.3.4 - Interquartil Focus vs. Interquartil informação rígida ( $\lambda=30\%$ ) .....	34

## LISTA DE TABELAS

Tabela IV.1.1 - Teste de Expectativas adaptativas Focus .....	15
Tabela IV.1.2 - Teste de Expectativas adaptativas Top5 .....	16
Tabela IV.2.1 - Teste de Viés Focus .....	17
Tabela IV.2.2 - Teste de Viés Top5 .....	17
Tabela IV.2.3 - Teste de Eficiência Focus .....	18
Tabela IV.2.4 - Teste de Eficiência Top5 .....	18
Tabela IV.2.5 - Teste de Persistência dos erros Focus.....	19
Tabela IV.2.6 - Teste de Persistência dos erros Top5.....	19
Tabela IV.2.7 - Teste de uso de Informação Macro Focus .....	20

Tabela IV.2.8 - Teste de uso de Informação Macro Top5 .....	21
Tabela V.1 – Análise Multivariada: Divergência Focus .....	25
Tabela V.1.1 – Defasagem VAR.....	28
Tabela VI.3.1 – Teste de viés – Modelo de informação rígida .....	35
Tabela VI.3.2 – Teste de Eficiência – Modelo de informação rígida .....	36
Tabela VI.3.3 – Teste de persistência dos erros – Modelo de informação rígida .....	36
Tabela VI.3.4 – Uso de dados macros na previsão – Modelo de informação rígida.....	37
Tabela VI.3.5 – Teste de Expectativas Adaptativas – Modelo de informação rígida.....	37
Tabela VI.3.6 – Análise multivariada: Divergência Informação Rígida ( $\lambda=22\%$ ) .....	38
Tabela VI.3.7 – Análise multivariada: Divergência Informação Rígida ( $\lambda=30\%$ ) .....	39



## INTRODUÇÃO

Num regime de Metas de Inflação muitos autores<sup>1</sup> advogam que a inflação esperada deve ser o “alvo” da meta estabelecida, uma vez que o banco central não pode controlar a taxa de inflação no curto prazo a política monetária poderia apenas influenciar a inflação futura através de sua interferência sobre as expectativas da mesma. Entretanto, em que pese o fato das expectativas terem ocupado um papel de destaque na literatura, ainda pouco se conhece sobre o processo que melhor explica a sua formação.<sup>2</sup>

Segundo Mankiw e Reis (2002) e Mankiw (2001), modelos com expectativas racionais geram resultados com pouca aderência a diversos fatos estilizados. Alguns dos exemplos amplamente discutidos são: (a) Discordâncias nas expectativas, (b) Efeitos defasados da política monetária, (c) Persistência da inflação etc. Diversos autores<sup>3</sup> têm buscado resolver estes problemas com base em modelos com fundamentação microeconômica, mas que não possuam agentes que formem expectativas de forma estritamente racional. Estes autores têm tentado resolver os problemas descritos acima através de propostas alternativas sobre a forma como os agentes constroem suas expectativas.

Acredita-se que se faz necessário aprofundar os estudos acerca do processo que melhor explica como são formadas as expectativas dos agentes. O modelo de informação rígida (*sticky information*) de Mankiw e Reis (2002) apresenta-se como uma possível resolução para as dificuldades enfrentadas pelos modelos com expectativas estritamente racionais. Sendo assim, é de suma importância avaliar se este modelo possui alguma aderência com a realidade para verificar se este pode ser um primeiro passo para a solução dos problemas enfrentados pela Curva de Phillips.

Nesta dissertação serão realizados testes empíricos com o intuito de averiguar, dentre os modelos propostos para explicar a formação das expectativas de inflação, qual tem a melhor aderência aos dados da economia brasileira. Isto é, aplicaremos os testes propostos na literatura com o objetivo de testar os modelos que buscam explicar o processo de formação das expectativas de inflação no Brasil, mais especificamente aquelas divulgadas no Boletim Focus.

---

<sup>1</sup> Vide, por exemplo, Woodford (2003) e Svensson (1998)

<sup>2</sup> Mankiw, Reis e Wolfers (2003) e Fuhrer e Moore (1995)

<sup>3</sup> Vide Mankiw e Reis (2002) e Carrol (2003)

Este trabalho será organizado da seguinte forma. Após esta introdução, a seção II trará uma breve resenha da literatura, enquanto que na seção III discutiremos as principais limitações dos dados disponíveis para a realização dos testes. Na seção IV apresentaremos a metodologia e debateremos os resultados dos testes de expectativas adaptativas e racionais. A seção V tratará dos fatos estilizados relacionados com as discordâncias nas expectativas e, por fim, a seção VI apresentará a metodologia e os resultados dos testes do modelo de expectativas informação rígida. Por último, apresentaremos a conclusão desta dissertação.

## II- RESENHA DA LITERATURA

Na teoria econômica as expectativas formadas pelos agentes possuem um papel importante em diversos tipos de modelos. Conforme destacado por Mankiw, Reis e Wolfers (2003), o quão importante são estas expectativas, como elas são formadas ou quanto tempo levam para responder às mudanças de política econômica, entre outros aspectos, foram e são motivo de intensos e acalorados debates.

Especificamente, existe um consenso que as expectativas de inflação desempenham um papel extremamente importante na determinação da taxa de inflação. Contudo, mais uma vez, também não existe qualquer consenso na matéria sobre como estas são formadas ou sobre qual é o grau de sua importância na determinação da própria inflação.

Em que pesem as divergências apontadas acima, durante certo período houve uma tendência de analisar a política econômica com base em agentes que formam suas expectativas de forma estritamente *forward-looking*, isto é, modelavam-se as expectativas dos agentes tendo como hipótese que os mesmos são “otimizadores” e, portanto, formam suas expectativas de forma estritamente racional. Conforme destacado por Fair (1993), a hipótese de expectativas racionais tornou-se uma “hipótese de trabalho” que passou a ser utilizada sem que fosse necessário testá-la, ainda que as consequências de tal suposição tenham sérias implicações de política econômica.

Na última década tem surgido um debate, especialmente nos EUA, no qual se questiona a contribuição deste tipo de agente na construção da Curva de Phillips.<sup>4</sup> Neste debate discute-se, principalmente, o fato de que os modelos derivados a partir de agentes que formam suas expectativas de forma racional não conseguem explicar diversos fatos estilizados. Dentre eles, destacam-se os fortes indícios de que os valores defasados da própria inflação são importantes na explicação da mesma.

Como resposta a estas críticas passou-se a construir modelos nos quais havia uma parcela dos agentes que formavam suas expectativas de forma racional, enquanto os demais o faziam de forma *backward looking*. Este tipo de modelo, denominado de “híbrido” (pois incorpora tanto os agentes racionais como os agentes com expectativas adaptativas), passou a ser visto como uma tentativa de conciliar os modelos com os fatos estilizados. Consequentemente, este modelo

---

<sup>4</sup> Rudd e Whelan (2003)

passou a ser analisado por diversas autoridades monetárias, para avaliar os resultados das políticas adotadas sobre a economia real.

A tentativa de resolver o chamado “problema da persistência”<sup>5</sup> não parece ter sido tão bem sucedida, pois se passou a questionar a relevância do termo *forward looking* destes modelos híbridos. Rudd e Whelan (2003), por exemplo, argumentam que a inclusão de um termo de expectativas adaptativas de fato consegue explicar a persistência da inflação, contudo, há indícios que o termo de expectativas racionais pouco, ou em nada, contribuí para a explicação da dinâmica da inflação nos EUA.

Mankiw e Reis (2002) e Mankiw (2001) destacam que há outros problemas na Curva de Phillips Novo Keynesiana que podem ter origem na modelagem da formação das expectativas dos agentes, mais especificamente na hipótese que os agentes formam suas expectativas de forma estritamente racional. Mankiw e Reis (2002) sugerem uma alternativa para a modelagem da formação das expectativas dos agentes econômicos.

Conforme destacado por Guillén (2008), a abordagem desses autores tem como objetivo flexibilizar a hipótese de expectativas estritamente racionais. Sendo assim, os autores sugerem que face aos custos de coleta e processamento de dados, os agentes racionais não reajustam suas previsões a todo instante, de forma que a cada período de tempo apenas uma parcela destes agentes atualiza o seu conjunto informacional e processa os seus dados de maneira racional. De acordo com Mankiw e Reis (2002), este modelo, denominado de modelo de informação rígida, poderia resolver os problemas existentes na Curva de Phillips Novo Keynesiana.

Face ao exposto até aqui, torna-se de grande relevância a realização de testes sobre os diversos modelos existentes para explicar o processo de formação das expectativas, como faremos nas próximas seções.

### **III- DADOS**

Antes de iniciarmos os testes é necessário avaliarmos os dados utilizados, de forma que fique explícita a limitação deles. A mais importante fonte de informação que será utilizada neste trabalho consiste na Pesquisa do Boletim Focus do Banco Central do Brasil. A base de dados fornecida pelo Banco Central do Brasil consiste em um painel não balanceado com as previsões

---

<sup>5</sup> Fuhrer e Moore (1995)

de todos os agentes consultados pela pesquisa no período que vai de janeiro de 2002 até fevereiro de 2011. É importante destacar que a base de dados fornecida pelo Banco Central do Brasil não identifica os agentes pesquisados.

A base de dados é mensal e as datas de referência são as mesmas utilizadas para o cálculo das instituições Top5, que no caso do IPCA são as vésperas das datas de divulgação do IPCA-15. Ainda em relação ao período dos dados, cumpre ressaltar que serão feitos dois recortes com o objetivo de examinar se o período pré 2005 (quando a economia brasileira passou por diversos choques) não poderia estar “contaminando” a base de dados.

Ressalta-se ainda o fato de esta dissertação debruçar-se sobre as seguintes informações presentes na base de dados: A inflação prevista para o mês seguinte, a previsão de inflação acumulada para os três, seis e doze meses à frente. De forma mais específica, empregaremos como medidas de tendência central a mediana Focus (que considera todos os participantes da pesquisa) e a mediana do grupo classificado como Top5 (que considera apenas os melhores previsores, de acordo com *ranking* do Banco Central do Brasil), enquanto que para medirmos o grau de dispersão e/ou discordância nas expectativas dos agentes, utilizaremos a distância interquartil. Optou-se pelo uso destas medidas uma vez que as mesmas tendem a ter pouca influência de observações extremas e, conforme destacado por Mankiw, Reis e Wolfers (2003) e Curtin (1996), estas costumam ser pouco informativas das expectativas de inflação dos agentes.

Em relação aos dados de qualquer levantamento de dados sempre há uma questão controversa, qual seja, se as respostas dos pesquisados refletem as suas “verdadeiras” expectativas. A dissertação usará como hipótese de trabalho a suposição que os agentes respondem a pesquisa “corretamente”. A favor desta hipótese há o fato do Banco Central do Brasil ter criado, desde o início da implementação da pesquisa, incentivos para que os agentes a respondam com a maior precisão possível, uma vez que os melhores previsores são “premiados” com os seus nomes constando em rankings divulgados pela autoridade monetária.

Também se poderia argumentar que haveria incentivos para que os agentes respondessem à pesquisa de forma a tentar influenciar a política monetária a seguir rumos que lhes garantissem maiores ganhos em suas posições nos mercados financeiros. Em que pese o fato do uso da mediana como medida de tendência central mitigar o risco de estratégias como estas, uma vez

que exigiria dos “burladores” da pesquisa um elevado grau de coordenação, tal hipótese não pode ser descartada *a priori*.

Uma possível estratégia que poderia ser adotada para fugir desse problema seria adotar como medida de tendência central a chamada inflação implícita. Contudo, a adoção de tal estratégia exigiria que lidássemos com formas de tentar extrair dos preços dos ativos, além da inflação esperada, os prêmios de risco que também os compõem. Como isto fugiria do escopo da análise e também impediria o uso de medidas de dispersão, decidiu-se seguir com a hipótese que os agentes tendem a responder a pesquisa de maneira adequada.

Além dos dados da Pesquisa do Boletim Focus, utilizaremos, na construção dos testes, séries temporais de taxas de juros, taxa de desemprego, taxa de inflação e produção industrial, cujas fontes foram o Banco Central do Brasil, o IBGE e a BM&FBovespa. Ao longo deste trabalho debateremos com mais detalhes eventuais problemas que o uso destes dados pode acarretar.

#### **IV- TESTES DE EXPECTATIVAS RACIONAIS E ADAPTATIVAS**

Nesta seção serão apresentados e debatidos os testes acerca de duas das teorias de formação de expectativas que predominaram na literatura durante muitos anos, quais sejam: as teorias de expectativas racionais e de expectativas adaptativas.

##### **IV.1- Expectativas Adaptativas**

A hipótese das expectativas adaptativas consiste no uso da inflação passada como a “melhor” previsão para a inflação futura. Seguindo Mankiw, Reis e Wolfers (2003), utilizou-se o teste descrito abaixo para averiguar se esta hipótese seria consistente com os dados para as expectativas de inflação no Brasil:

$$E_t \pi_{t+x} = \alpha + \beta(L) \pi_t + \gamma U_t + \kappa U_{t-3} + \delta i_t + \varphi i_{t-3}$$

O teste descrito acima tem como objetivo verificar se os modelos econômicos que estão por detrás das previsões para a inflação levam em conta apenas as defasagens da própria inflação. Sendo assim regride-se a expectativa de inflação contra uma constante, as defasagens da própria inflação e outras variáveis macroeconômicas como a taxa de juros e de desemprego. Desta forma, o teste consiste em verificar a hipótese conjunta que  $\gamma = \kappa = \delta = \varphi = 0$ .

Consequentemente, se rejeitamos a hipótese nula há motivos para se acreditar que o modelo econômico que corrobora as expectativas de inflação dos agentes é mais complexo do que o

modelo *backward looking* nos indica, o que nos levaria a rejeitar a hipótese que as expectativas são meramente adaptativas.

Como se pode observar das tabelas IV.1.1 e IV.1.2, os testes rejeitam amplamente a hipótese de que os agentes utilizam apenas a inflação passada no seu conjunto informacional quando tentam prever os valores para a inflação futura, independente do horizonte de previsão, do corte nos dados ou ainda de quão “eficiente” é o previsor. Entretanto, cumpre ressaltar que os testes acima também indicam que a inflação defasada desempenha um papel importante na determinação das expectativas de inflação, ainda que os agentes não levem apenas este dado em consideração.

Tabela IV.1.1 – Teste de Expectativas adaptativas Focus

Teste de Expectativas Adaptativas: $E_t \pi_{t+x} = \alpha + \beta(L) \pi_t + \gamma U_t + \kappa U_{t-3} + \delta i_t + \varphi i_{t-3}$								
Previsão	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	0.0653	0.4199	0.5210	1.6725	1.2311	3.0714	2.7124	4.5572
p-valor	0.4944	0.0002	0.0038	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$\gamma$ : $U_t$	-0.0232	-0.0088	-0.1509	-0.1179	-0.2394	-0.1973	-0.2530	-0.1682
p-valor	0.3170	0.6465	0.0007	0.0002	0.0002	0.0000	0.0180	0.0001
$\kappa$ : $U_{t-3}$	0.0122	-0.0372	0.1013	-0.0640	0.1469	-0.0938	0.0715	-0.1268
p-valor	0.6004	0.0764	0.0223	0.0542	0.0219	0.0404	0.4906	0.0031
$\delta$ : $i_t$	0.0425	0.0271	0.0555	0.1010	0.0543	0.1832	0.1242	0.1677
p-valor	0.0000	0.0615	0.0008	0.0000	0.0244	0.0000	0.0044	0.0000
$\varphi$ : $i_{t-3}$	-0.0224	-0.0091	0.0065	-0.0159	0.0464	-0.0382	0.0685	-0.0360
p-valor	0.0210	0.4997	0.7320	0.4510	0.1193	0.1948	0.2213	0.2456
$R^2$ ajustado	0.7219	0.5680	0.7039	0.7057	0.7579	0.7251	0.7652	0.8414
$\beta(L) \pi_t = 0?$	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0023	0.0000	0.0001
Rejeita Expectativas adaptativas? $\gamma = \kappa = \delta = \varphi = 0?$	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
p-valor	0.0000	0.0144	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Tabela IV.1.2 – Teste de Expectativas adaptativas Top5

Previsão	Teste de Expectativas Adaptativas: $E_t\pi_{t+k} = \alpha + \beta(L)\pi_t + \gamma U_t + \kappa U_{t-3} + \delta i_t + \varphi i_{t-3}$							
	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	0.085269	0.421242	0.510359	1.667072	1.328387	3.481044	2.220994	4.657374
p-valor	0.4405	0.0009	0.0174	0	0	0	0.0001	0
$\gamma$ : $U_t$	-0.032006	-0.006036	-0.163529	-0.115572	-0.242676	-0.219446	-0.223939	-0.150666
p-valor	0.2335	0.7802	0.0021	0.0023	0.0005	0	0.079	0.0076
$\kappa$ : $U_{t-3}$	0.010892	-0.04025	0.095445	-0.061918	0.14547	-0.099567	0.036256	-0.167547
p-valor	0.6871	0.0892	0.0712	0.1251	0.0359	0.0383	0.7707	0.0048
$\delta$ : $i_t$	0.052753	0.035679	0.074606	0.110133	0.060882	0.186999	0.138866	0.233918
p-valor	0	0.0302	0.0002	0.0002	0.0202	0	0.0078	0
$\varphi$ : $i_{t-3}$	-0.029688	-0.01792	0.000353	-0.027757	0.017173	-0.050892	0.072681	-0.091755
p-valor	0.0086	0.2423	0.9876	0.2836	0.5932	0.1011	0.2793	0.0353
$R^2$ ajustado	0.726846	0.55884	0.686705	0.636881	0.759996	0.7139	0.770029	0.744543
$\beta(L)\pi_t = 0?$	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não	Não
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0071	0.0000	0.0300
Rejeita Expectativas adaptativas? $\gamma = \kappa = \delta = \varphi = 0?$	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
p-valor	0.0000	0.0212	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

## IV.2- Expectativas Racionais

Com a rejeição da teoria das expectativas adaptativas, seguimos agora para os testes acerca da teoria das expectativas racionais. Utilizaremos os testes desenvolvidos por Mankiw, Reis e Wolfers (2003), para examinarmos se as expectativas do Boletim Focus atendem às implicações da teoria das expectativas racionais.

Os autores destacam que se as expectativas observadas nos dados fossem estritamente racionais, as mesmas deveriam ser estatisticamente eficientes, de forma que os testes aplicados abaixo irão averiguar, em diferentes dimensões, se os dados verificam as consequências desta hipótese.

### 1) Teste de viés: $\pi_t - E_{t-xrt} = \alpha$

O teste de viés é o teste mais simples de eficiência e tem como objetivo verificar se as previsões estão centradas no valor correto. Na literatura para os dados do Brasil tem se encontrado que a taxa de inflação costuma ser subestimada pelas expectativas.<sup>6</sup>

<sup>6</sup>Vide Kohlscheen (2010) e Guillén (2008), por exemplo;



A partir dos resultados obtidos nas tabelas IV.2.1 e IV.2.2, podemos sugerir alguns fatos estilizados para o viés nas expectativas de inflação. São eles: i) À medida que aumenta o horizonte da expectativa de inflação mais fácil torna-se rejeitar a hipótese nula de eficiência das previsões; ii) Há indícios para apontar que os choques pré 2005 dificultavam a tarefa dos profissionais dedicados à previsão da inflação. Isto fica claro quando se compara o coeficiente do viés nas duas amostras distintas, pois este sempre está mais próximo de zero na amostra pós 2005; iii) Confirma-se (em todas as amostras e em todos os horizontes de previsão) resultados obtidos anteriormente para este teste nos dados brasileiros, que indicam que o viés, quando há, é sempre de subestimação da inflação; e iv) Obviamente, observa-se uma redução do viés quando analisamos a mediana do Top5 em relação à mediana do Focus.

Tabela IV.2.1 – Teste de Viés Focus

	Teste de Viés: $\pi_t - E_{t-x\tau} = \alpha$							
Previsão	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	0.023	0.006	0.221	0.080	0.558	0.182	1.247	0.457
p-valor	0.143	0.595	0.006	0.100	0.002	0.035	0.000	0.002
Rejeita Racionalidade?	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Sim

Tabela IV.2.2 – Teste de Viés Top5

	Teste de Viés: $\pi_t - E_{t-x\tau} = \alpha$							
Previsão	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	0.012	0.001	0.174	0.056	0.548	0.185	1.096	0.461
p-valor	0.285	0.917	0.015	0.239	0.002	0.022	0.001	0.002
Rejeita Racionalidade?	Não	Não	Sim	Não	Sim	Sim	Sim	Sim

2) Teste de Eficiência:  $\pi_t - E_{t-x\tau} = \alpha + \beta E_{t-x\tau}$

O teste especificado acima é usado para apurar se há informação na própria previsão que pode ser utilizada para prever os erros de inflação. Ou seja, estamos testando a hipótese de que as expectativas são estatisticamente eficientes, no sentido que as mesmas não gerem erros

previsíveis. Desta forma, realiza-se o teste conjunto para verificar se  $\alpha=\beta=0$ . Se o teste rejeitar a hipótese nula, há indícios para apontar que as previsões não são estatisticamente eficientes.

Os resultados obtidos nas tabelas IV.2.3 e IV.2.4 nos indicam que a mediana do Focus, de forma geral, não atende a este pré-requisito de eficiência (exceto para a previsão da inflação acumulada 6 meses à frente). Todavia, quando olhamos para os melhores previsores, especialmente na amostra a partir de 2005, verifica-se que esta hipótese tende a ser corroborada.

Tabela IV.2.3 – Teste de Eficiência Focus

Previsão	Teste de Eficiência: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}\pi_t$							
	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	-0.1075	-0.0669	-0.5155	-0.2300	0.1377	-0.0182	3.3064	3.3121
p-valor	0.0000	0.0192	0.0070	0.1917	0.7927	0.9669	0.0016	0.0018
$\beta$ : $E_{t-x}\pi_t$	0.2550	0.1809	0.5269	0.2657	0.1552	0.0868	-0.3894	-0.6233
p-valor	0.0000	0.0057	0.0000	0.0692	0.3965	0.6409	0.0368	0.0062
R <sup>2</sup> ajustado	0.2696	0.0890	0.1360	0.0319	-0.0025	-0.0108	0.0308	0.0869
Rejeita Eficiência? $\alpha=\beta=0$	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não	Sim	Sim
p-valor	0.0000	0.0057	0.0000	0.0692	0.3965	0.6409	0.0368	0.0062

Tabela IV.2.4 – Teste de Eficiência Top5

Previsão	Teste de Eficiência: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}\pi_t$							
	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	-0.0380	-0.0287	-0.3891	-0.1254	0.5285	-0.2785	3.7747	3.7266
p-valor	0.0396	0.2323	0.0134	0.4432	0.2878	0.4804	0.0000	0.0002
$\beta$ : $E_{t-x}\pi_t$	0.0965	0.0726	0.3901	0.1524	0.0070	0.2012	-0.4925	-0.7135
p-valor	0.0009	0.1702	0.0001	0.2479	0.9674	0.2326	0.0016	0.0008
R <sup>2</sup> ajustado	0.0891	0.0124	0.1227	0.0049	-0.0092	0.0061	0.0800	0.1343
Rejeita Eficiência? $\alpha=\beta=0$	Sim	Não	Sim	Não	Não	Não	Sim	Sim
p-valor	0.0009	0.1702	0.0001	0.2479	0.9674	0.2326	0.0016	0.0008

3) Persistência dos erros de previsão:  $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta (\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})$

O teste especificado acima é empregado com o intuito de explorar se os erros de previsão não são autocorrelacionados. Se houver evidências que os erros são persistentes, isto indicaria que os erros de previsão cometidos nos períodos anteriores não estão sendo devidamente explorados nas previsões feitas para os períodos seguintes, o que violaria a hipótese de expectativas racionais.

Os resultados obtidos nas tabelas IV.2.5 e IV.2.6 nos indicam que os erros tendem a ser persistentes, independente do quão bom é o previsor ou do corte na amostra (exceto para o grupo Top5, nas previsões para a inflação acumulada 12 meses à frente). Todavia, há indícios para apontar que existe uma tendência à redução da persistência dos erros à medida que aumenta o horizonte de previsão.

Tabela IV.2.5 – Teste de Persistência dos erros Focus

Previsão	Persistência dos erros de previsão: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta (\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})$							
	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	-0.0034	0.0209	0.0349	0.0133	0.0352	0.0241	0.0129	0.0045
p-valor	0.9669	0.5827	0.6042	0.7371	0.4305	0.4676	0.3749	0.6985
$\beta$ : $(\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})$	0.9510	0.9671	0.9292	0.8866	0.8407	0.7476	0.3778	0.1907
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0990
R <sup>2</sup> ajustado	0.9387	0.9346	0.8623	0.7954	0.7038	0.5422	0.1349	0.0240
Erros são persistentes?	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Tabela IV.2.6 – Teste de Persistência dos erros Top5

Previsão	Persistência dos erros de previsão: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta (\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})$							
	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	-0.0078	0.0197	0.0401	0.0167	0.0344	0.0213	0.0123	0.0008
p-valor	0.9311	0.6633	0.5929	0.6859	0.4349	0.5426	0.2918	0.9352
$\beta$ : $(\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})$	0.9450	0.9564	0.9138	0.8601	0.8031	0.6924	-0.0112	0.0698
p-valor	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.9085	0.5521
R <sup>2</sup> ajustado	0.9249	0.9134	0.8336	0.7496	0.6411	0.4638	-0.0092	-0.0089
Erros são persistentes?	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Não	Não

4) Uso de dados Macroeconômicos nas previsões:

$$\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}[\pi_t] + \gamma \pi_{t-x-1} + \kappa i_{t-x-1} + \delta U_{t-x-1}$$

O teste indicado acima busca examinar se as expectativas da pesquisa satisfazem a condição da teoria de expectativas racionais que prevê que toda a informação relevante e disponível é utilizada. Desta forma, busca-se averiguar se os erros de previsão, controlados pela própria previsão, podem ser explicados pelos dados macroeconômicos (taxa de inflação, taxa de juros e taxa de desemprego) amplamente divulgados e conhecidos no momento em que são feitas as previsões. Logo, realiza-se o teste conjunto para verificar se  $\gamma=\kappa=\delta=0$ . Caso a hipótese nula seja rejeitada, há indícios que as previsões levaram os dados em consideração o que indicaria a não rejeição da hipótese de eficiência.

Os resultados obtidos em IV.2.7 e IV.2.8 nos indicam uma clara distinção entre os previsores do grupo chamado de Top5 e os demais, pois há indícios suficientemente fortes para apontar que pelo menos os melhores previsores de curto prazo incorporam os dados macroeconômicos recentes (inflação, taxa de juros dos contratos Pré-DI 360 dias e desemprego) nas suas previsões de inflação. Por outro lado, com exceção feita às previsões de curto prazo, os testes acima indicam que, de forma geral, os previsores não incorporaram devidamente os dados elencados acima.

Tabela IV.2.7 – Teste de uso de Informação Macro Focus

Previsão	Uso de dados macro na previsão: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}[\pi_t] + \gamma \pi_{t-x-1} + \kappa i_{t-x-1} + \delta U_{t-x-1}$							
	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	0.0158	-0.0560	0.0022	0.1431	-0.1787	2.9000	0.2251	2.4333
p-valor	0.8159	0.5215	0.9954	0.7730	0.8196	0.0037	0.8887	0.1871
$\beta$ : $E_{t-x}[\pi_t]$	0.3114	0.3548	0.3692	0.4794	-0.2426	0.0562	-0.9957	0.5008
p-valor	0.0000	0.0005	0.0765	0.0291	0.3732	0.8307	0.0012	0.1734
$\gamma$ : $\pi_{t-x-1}$	-0.0675	-0.1166	-0.1897	-0.0915	-0.6918	-0.3046	-0.2763	-0.1779
p-valor	0.1900	0.0918	0.0425	0.3188	0.0000	0.0038	0.0240	0.2033
$\kappa$ : $i_{t-x-1}$	0.0040	-0.0113	0.0882	-0.0512	0.3985	-0.0351	0.3680	-0.3325
p-valor	0.3939	0.0206	0.0034	0.0442	0.0000	0.4835	0.0006	0.0000
$\delta$ : $U_{t-x-1}$	-0.0191	0.0135	-0.1452	0.0192	-0.2768	-0.1899	0.2197	0.1189
p-valor	0.0542	0.2048	0.0085	0.7359	0.0057	0.0586	0.2638	0.4014
Rejeita Eficiência? $\gamma=\kappa=\delta=0$	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
p-valor	0.1322	0.0408	0.0156	0.0312	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Tabela IV.2.8 – Teste de uso de Informação Macro Top5

Uso de dados macro na previsão: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}[\pi_t] + \gamma \pi_{t-x-1} + \kappa i_{t-x-1} + \delta U_{t-x-1}$								
Previsão	1 mês a frente		3 meses a frente		6 meses a frente		12 meses a frente	
Amostra	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11	Jan/02 - Fev11	Jan/05 - Fev11
$\alpha$ : Constante	0.0069	0.0163	-0.0096	0.4597	1.2543	1.2292	1.5588	5.5710
p-valor	0.9037	0.8355	0.9788	0.3288	0.1659	0.2061	0.2626	0.0006
$\beta$ : $E_{t-x}[\pi_t]$	0.1556	0.2045	0.2715	0.2086	-1.0634	0.3528	-1.4271	-0.3036
p-valor	0.0021	0.0115	0.1275	0.3312	0.0006	0.1643	0.0000	0.2630
$\gamma$ : $\pi_{t-x-1}$	-0.1040	-0.1243	-0.1656	-0.0736	0.0015	-0.5358	1.1538	0.7240
p-valor	0.0173	0.0530	0.4994	0.7752	0.9980	0.1174	0.2226	0.1333
$\kappa$ : $i_{t-x-1}$	0.0053	-0.0075	0.0512	-0.0356	0.3235	-0.0907	0.3371	-0.2766
p-valor	0.1796	0.0905	0.0527	0.1336	0.0000	0.0274	0.0018	0.0001
$\delta$ : $U_{t-x-1}$	-0.0109	0.0060	-0.0971	-0.0176	-0.3031	-0.0510	0.1211	-0.0427
p-valor	0.1896	0.5357	0.0600	0.7459	0.0140	0.5963	0.5256	0.7509
Rejeita Eficiência? $\gamma=\kappa=\delta=0$	Não	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
p-valor	0.0871	0.0651	0.2290	0.1121	0.0000	0.0004	0.0001	0.0000

## V- DISCORÂNCIA NAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO: FATOS ESTILIZADOS

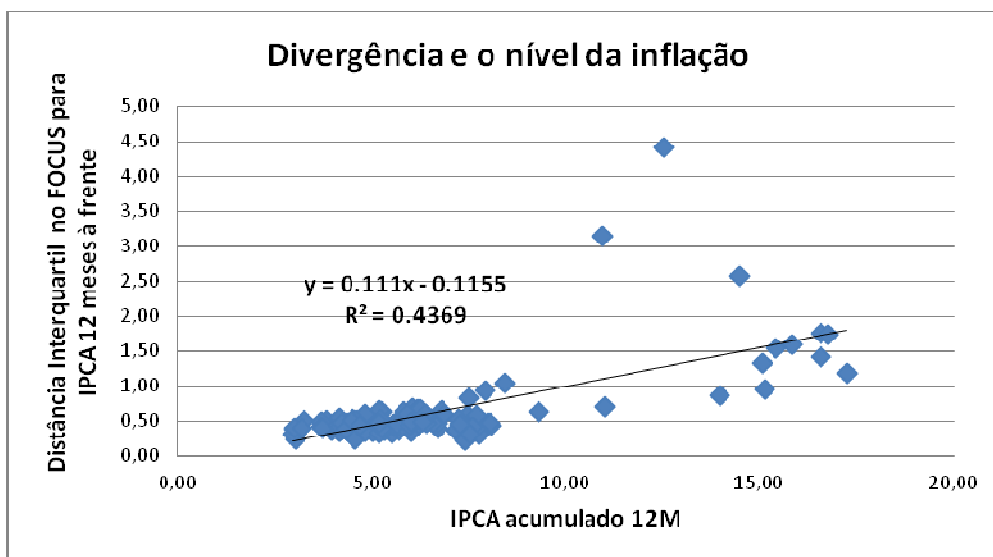
Nesta seção apresentaremos alguns fatos estilizados acerca do comportamento da discordância das expectativas de inflação medida pela distancia interquartílica. Isto é, seguindo Mankiw, Reis e Wolfers (2003), discutiremos como se comporta a discordância nas expectativas de inflação face às mudanças em outras variáveis macroeconômicas. Neste aspecto, é importante ressaltar que as análises feitas abaixo têm como objetivo identificar fatos estilizados, de forma que não seremos rigorosos no tratamento e/ou identificação de causalidades, pois como destacado pelos mesmos autores a intenção nesta seção é de “apenas” encontrar a dinâmica que um modelo deveria buscar explicar.

Inicialmente, a análise será feita de forma bivariada. Serão construídos gráficos e linhas de tendência com o objetivo de avaliar a existência de correlações entre as séries. Em seguida, apresentaremos uma análise multivariada convencional.

A partir do gráfico V.1 analisa-se a relação entre o nível da inflação e as discordâncias nas expectativas. Nota-se a existência de alguma correlação entre as variáveis, todavia, esta não parece ser tão forte como a correlação observada para os dados norte-americanos. Contudo, em

que pese o fato desta relação também ter sido encontrada nos dados para os EUA, ressalta-se que esta não pode ser explicada pelo modelo de Mankiw e Reis (2002).<sup>7</sup>

Gráfico V.1 – Divergência e o nível da Inflação



Além da análise da relação entre o nível das variáveis, tentaremos verificar a existência de relação entre a divergência nas expectativas de inflação e as variações na própria taxa de inflação. Observa-se, a partir do gráfico V.2, que as alterações no nível da inflação (em ambas as direções) apresentam correlação com o aumento da dispersão nas expectativas. A linha de tendência quadrática reforça esta impressão. O mesmo gráfico também nos deixa a impressão que pode haver alguma assimetria na correlação observada dependendo da direção em que houve a mudança na inflação. De fato, o gráfico parece nos sugerir que o aumento na taxa de inflação tende a gerar maiores aumentos nas discordâncias do que eventuais reduções na própria inflação. Entretanto, é possível argumentar que esta aparente assimetria possa advir do fato de que não haja na amostra dados suficientes de desinflação.

De qualquer forma, ainda é importante destacar que a correlação observada no gráfico V.2 é consistente com um processo de ajuste de expectativas com informação rígida. Todavia, como

<sup>7</sup> Ver Guillén (2008) para explicações mais detalhadas.

observado no gráfico V.3, a possível existência da assimetria nos dados pode reduzir a correlação que encontramos na relação quadrática entre as séries.

Gráfico V.2 – Divergência e mudanças na Inflação

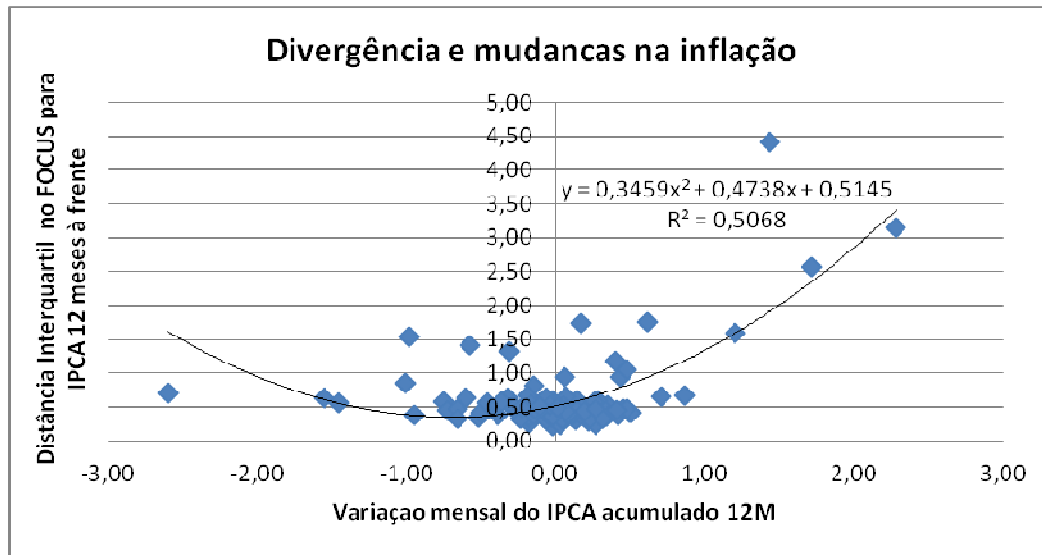
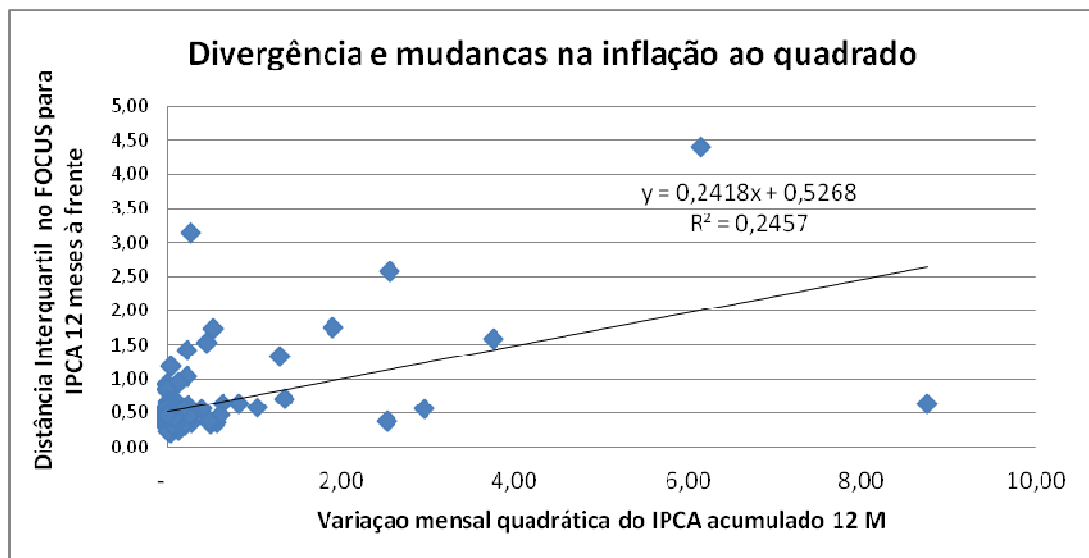


Gráfico V.3 – Divergência e mudanças na Inflação ao quadrado



Nos gráficos V.4 e V.5 será mapeada a relação existente entre algumas medidas de nível de atividade (hiato do produto construído a partir da série do IBC-BR e PIM-PF) com a divergência nas expectativas de inflação. Como pode ser observado, não é possível deduzir nenhuma correlação óbvia entre as séries.

Gráfico V.4 – Divergência e a economia real (hiato PIM-PF)

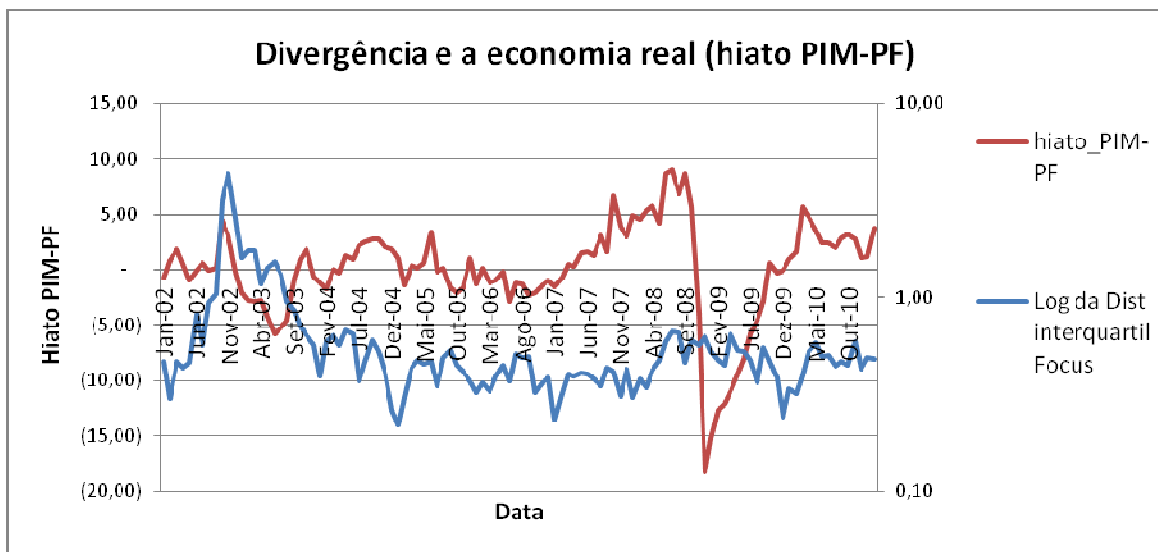
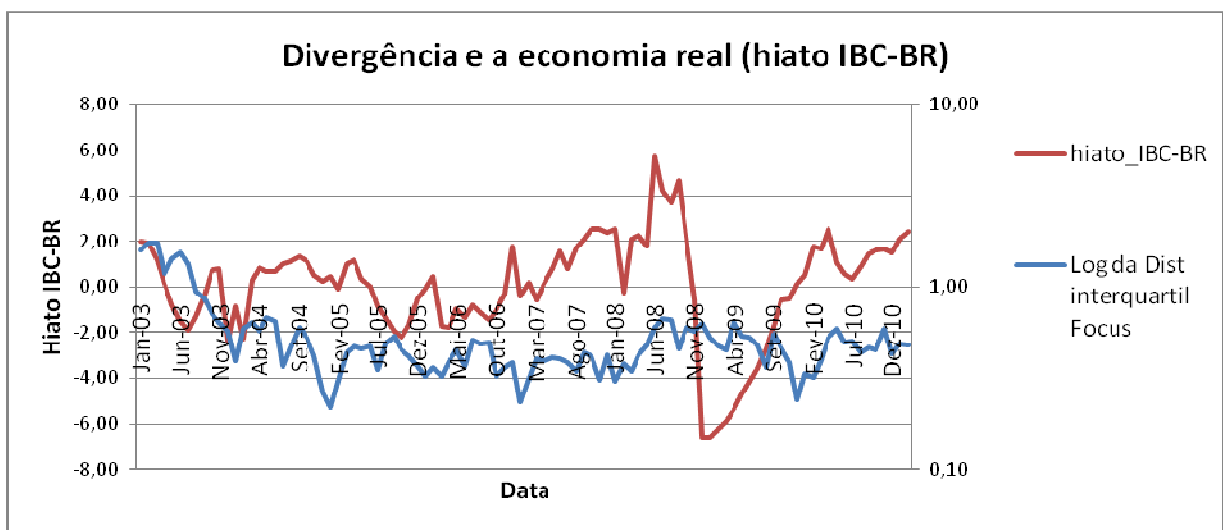


Gráfico V.5– Divergência e a economia real (hiato IBC-BR)





Será feita, a seguir, a análise multivariada tradicional com o intuito de averiguar a correlação de cada uma das variáveis macroeconômicas listadas e controladas pelas demais. A tabela V.1 ratifica as impressões que obtivemos quando restringimos a nossa análise às correlações bivariadas. Ou seja, encontramos ainda mais indícios para apontar que a divergência nas expectativas de inflação tem correlação com o nível da inflação e com a sua variabilidade, e que não há correlação entre aquela e o nível de atividade.

Tabela V.1 – Análise multivariada: Divergência Focus

<b>DIVERGENCIA FOCUS = <math>\alpha + \beta \text{ IPCA12M} + \theta \text{ HIATO(PIM PF)} + \phi (\Delta \text{ IPCA12M})^2</math></b>		
<b><u>Amostra: Jan/02 - Fev/11</u></b>	<b><u>Coefficiente</u></b>	<b><u>P-valor</u></b>
A	-0.05409	0.53090
$\beta$	0.09249	0.00000
$\theta$	0.00371	0.66710
$\Phi$	0.18871	0.00000
R-squared	0.52135	
Adjusted R-squared	0.50780	
Prob(F-statistic)	0.00000	

Ainda que não tenhamos mostrado nessa dissertação, cumpre ressaltar que mesmo que a análise tivesse sido feita com hiato do produto construído a partir da série IBC-BR, também não encontraríamos correlação entre o hiato do produto e a série de discordâncias nas expectativas de inflação.

Por último, estes fatos estilizados também foram encontrados na literatura empírica para os dados da economia americana.<sup>8</sup> Mas, a relação entre a variabilidade da inflação e as discordâncias nas expectativas de inflação ainda não havia sido encontrada na análise para a economia brasileira<sup>9</sup>. De fato, como já observado anteriormente, esta relação não parece tão óbvia quando se analisam os dados brasileiros. Uma evidência adicional disso é que também não encontramos esta correlação quando substituímos a série a partir da qual construímos o hiato do produto. Entretanto, ressalva-se que esta substituição implica também uma redução da amostra utilizada na análise.

<sup>8</sup> Mankiw, Reis e Wolfers (2003)

<sup>9</sup> Guillén (2008)

## VI- TESTES DO MODELO DE EXPECTATIVAS DE INFORMAÇÃO RÍGIDA

Com o intuito de averiguar se o modelo de informação rígida pode explicar de forma satisfatória a dinâmica observada nas expectativas de inflação, realiza-se o experimento descrito, detalhadamente, a seguir. Uma vez que a teoria de informação rígida prevê que os agentes fazem previsões racionais, mas que devido a custos de obtenção de informações e/ou custo de processamento das mesmas estes não as ajustam a cada instante, será construída uma série hipotética de previsões "racional" que serão atualizadas de tempos em tempos pelos agentes econômicos de acordo com o modelo de Mankiw e Reis (2002). No modelo dos autores supõe-se que a cada instante do tempo uma fração  $\lambda$  dos agentes obtém toda a informação disponível e refaz suas previsões de forma racional. Cada agente teria a mesma probabilidade de atualizar as suas previsões de forma "ótima" independente de há quanto tempo atrás realizou sua última atualização.

Para construirmos estas "expectativas racionais" sob a perspectiva dos agentes em diferentes pontos no tempo será estimado um vetor auto-regressivo (VAR) de quatro variáveis (taxa de inflação, hiato do produto, taxa de juros e taxa de câmbio) que será utilizado como uma aproximação do modelo usado pelos agentes para realizar sua previsão "racional". O VAR atualizado a cada instante  $t$  do tempo com toda a informação disponível (nas datas de referência da pesquisa) representaria, portanto, qual deveria ser a expectativa "racional" dos agentes se todos a atualizassem a cada instante.

### VI.1- Descrição do *rolling* VAR

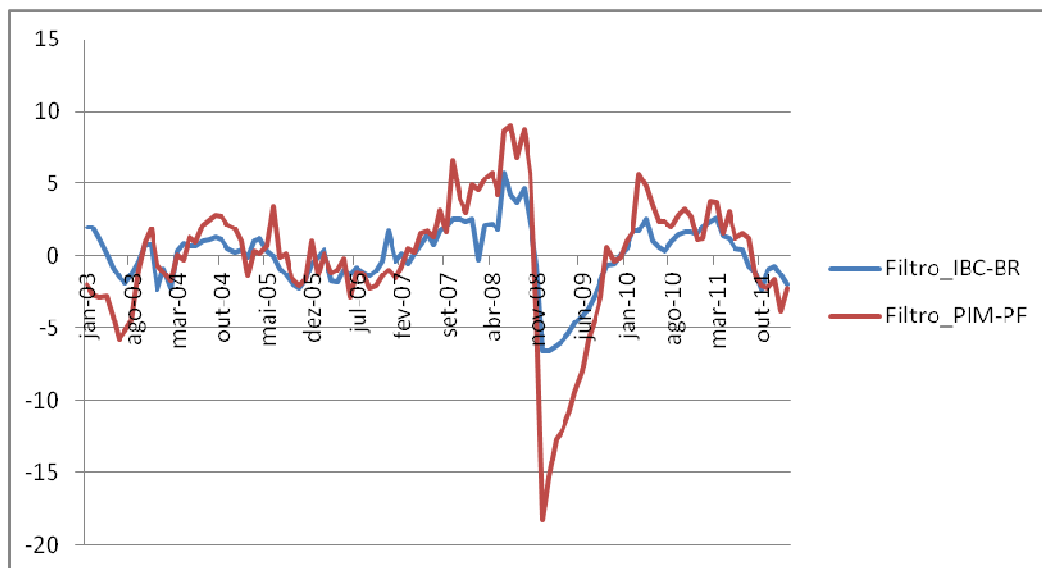
Nesta subseção, será detalhada a metodologia para gerar a *proxy* da expectativa racional dos agentes econômicos. Inicialmente, é importante explicar, ainda que de forma breve, a dinâmica das previsões feitas a partir de um *rolling* VAR. A ideia é gerar uma previsão como se não conhecêssemos os dados disponíveis após determinada data. A seguir, este processo será mais detalhado e exemplificado para que fique o mais claro possível.

Primeiro, estimam-se os coeficientes do VAR escolhido com os dados disponíveis até determinada data, por exemplo, até maio de 1998. Com base nestes coeficientes é gerada a previsão de qual seria o IPCA acumulado em 12 meses em maio de 1999. Em seguida, com os dados disponíveis até junho de 1998, repete-se o mesmo procedimento para gerar a previsão para o IPCA acumulado em 12 meses em junho de 1999. E assim sucessivamente.

Na construção destas previsões utilizou-se além das séries do IPCA acumulado em 12 meses, a taxa Selic de final de período, a taxa de câmbio PTAX de venda (também de final de período) e, como medida de nível de atividade, utilizou-se o que denominamos de “*rolling hiato*”.

Este último foi construído a partir do produto industrial ajustado sazonalmente utilizando-se o filtro de Hodrick-Prescott. Em relação a esta medida cumpre destacar alguns fatos. Apesar de o produto industrial (especialmente a partir de 2008) não ser tão representativo do estado da economia brasileira, este é o único dado com base mensal com uma amostra suficientemente grande para que as previsões fossem geradas adequadamente. Além disso, observou-se que a série de hiato do produto construída com o filtro de Hodrick-Prescott a partir da série de produção industrial possui uma grande correlação (0,902) com a série obtida do mesmo filtro construída com o índice IBC-BR<sup>10</sup>. *Vide* gráfico VI.1.1.

Gráfico VI.1.1 – Filtro HP IBC-BR vs. Filtro HP PIM-PF



<sup>10</sup> Esta série seria a candidata “natural” para a escolha da medida de atividade, por ser mais representativa do estado da economia brasileira e por possuir série mensal, entretanto, como não há disponibilidade de amostra longa o suficiente para a mesma, esta foi preterida. Desta forma, entende-se que não há grande prejuízo nesta escolha.

Cumprir destacar que se tomou uma providência adicional para que a medida de atividade fosse coerente com os dados disponíveis em determinado instante do tempo, ou seja, o hiato do produto utilizado no *rolling* VAR também foi recalculado à medida que eram disponibilizadas novas informações.

Com os dados devidamente selecionados, definiu-se o número de defasagens do VAR que será usado na previsão. Para tal, usou-se o VAR com amostra completa e construiu-se a Tabela VI.1.1.

Tabela VI.1.1 – Defasagem VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2034.265	NA	305005.3	23.97959	24.05338	24.00953
1	-1493.186	1050.330	633.1782	17.80219	18.17111	17.95189
2	-1412.561	152.7131	296.1266*	17.04190*	17.70595*	17.31136*
3	-1401.152	21.07326	312.8107	17.09591	18.05510	17.48514
4	-1395.892	9.467801	355.4692	17.22226	18.47658	17.73125
5	-1375.556	35.64934	338.5957	17.17124	18.72070	17.79999
6	-1362.409	22.42660	351.3896	17.20481	19.04940	17.95332
7	-1352.475	16.47888	379.2291	17.27617	19.41590	18.14445
8	-1343.472	14.51008	414.4482	17.35850	19.79335	18.34653
9	-1328.969	22.69391	425.3428	17.37610	20.10609	18.48390
10	-1315.818	19.95737	444.4739	17.40963	20.43475	18.63719
11	-1301.969	20.36697	461.7714	17.43493	20.75519	18.78225
12	-1280.105	31.12390*	437.7619	17.36594	20.98133	18.83302

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

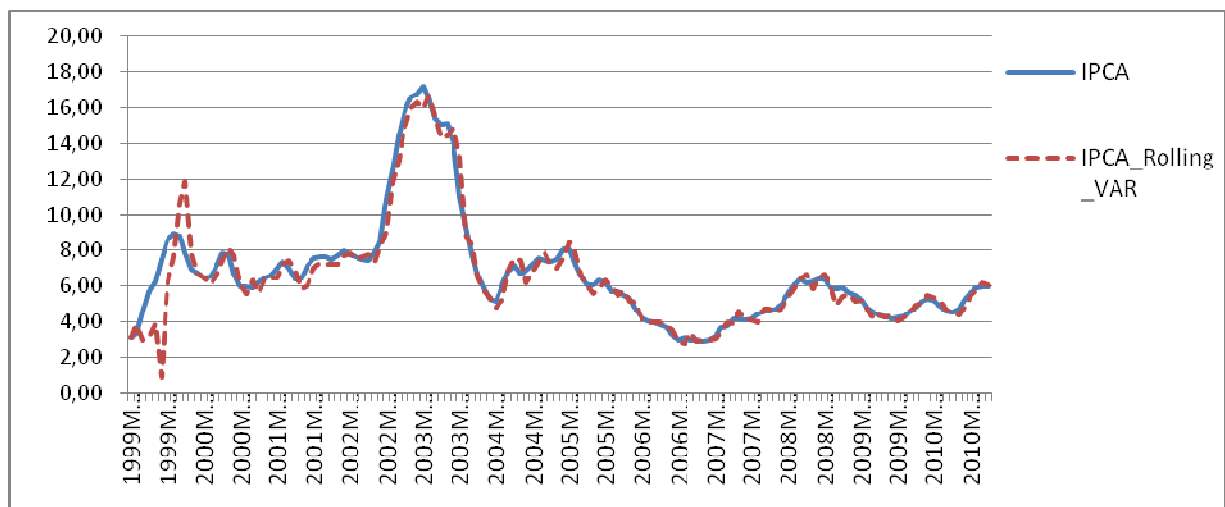
AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Com base nestes resultados e tendo em vista o critério da parcimônia na escolha do número de defasagens, utilizou-se um VAR com duas defasagens. Assim como Guillén (2008), ilustramos o poder preditivo do *rolling* VAR no gráfico VI.1.2. Esta será a previsão utilizada como a *proxy* de expectativa racional caso não houvesse qualquer rigidez de informação. Como pode ser observado neste gráfico, a previsão “racional” ajusta-se muito bem aos dados no período analisado (mai-1999 até fev-11). De fato, o erro quadrático médio (EQM) observado foi de apenas  $8,29 \times 10^{-5}$ .

Gráfico VI.1.2 – IPCA vs. Previsão IPCA\_Rolling\_VAR



## VI.2- Métodos para a determinação de $\lambda$

Para caracterizar a discordância nas expectativas ainda é preciso atribuir a cada uma das previsões realizadas uma frequência relativa que será ditada pelo processo descrito por Mankiw e Reis (2002). Ou seja, ainda é necessário definir qual parcela  $\lambda$  dos agentes atualiza as suas previsões a cada instante no tempo. A partir disto será possível gerar, em cada ponto no tempo, uma distribuição *cross-section* das previsões de inflação.

Há, na crescente literatura sobre a formação de expectativas a partir de informação rígida, algumas opções para escolhermos o método para a determinação de  $\lambda$ . Nesta dissertação, pretende-se seguir o método descrito por Mankiw, Reis e Wolfers (2003), no qual  $\lambda$  é escolhido de forma que a correlação da amplitude interquartílica da série hipotética com a da série observada seja a maior possível.

Cumpramos ressaltar que outros métodos já foram explorados, em textos recentes, para os dados da economia brasileira. Por exemplo, Guillén (2008) e Caetano e Moura (2009) seguem, respectivamente, as propostas de Kan e Zhu (2006) e de Döpke *et al.* (2008). Resumidamente, estes métodos consistem em estimar, a partir da Curva de Philips gerada pelo modelo de informação rígida, o valor de  $\lambda$ . O problema destes métodos é que  $\lambda$  não pode ser estimado diretamente, pois na Curva de Phillips deste modelo a variável surge multiplicada por outra variável estrutural,  $\alpha$ , que indica qual é a elasticidade do preço ótimo ao produto. Desta forma

são atribuídos valores “plausíveis” para  $\alpha$  de forma que  $\lambda$  seja obtido. A diferença entre os dois métodos destacados consiste na definição das expectativas racionais que serão utilizadas na Curva de Philips para a estimação do parâmetro  $\lambda$ . Enquanto Kan e Zhu (2006) estabelecem que a *proxy* para as expectativas racionais deve ser obtida a partir de um modelo VAR, Döpke et al. (2008) utilizam como *proxy* as expectativas obtidas através de pesquisas.

Guillén (2008) também segue uma proposta semelhante à proposta exposta por Mankiw, Reis e Wolfers (2003). Contudo, ao invés de a escolha ser governada pela ponderação que maximiza a correlação entre a distância interquartil das séries, esta é feita de forma que seja minimizado o EQM entre a série gerada pelo modelo e a série de expectativas observadas.

Conforme já destacado, nesta dissertação optou-se por seguir um método mais próximo do descrito por Mankiw, Reis e Wolfers (2003). Esta escolha foi feita, basicamente, em função de sua simplicidade relativa e por podermos utilizar os dados de distância interquartil da série de expectativas registradas na pesquisa feita pelo Banco Central do Brasil. Estes dados, pelo menos aparentemente, não estavam à disposição nos demais trabalhos feitos para a economia brasileira. Inspirado no método usado por Guillén (2008), será proposto mais um método para a determinação de  $\lambda$ , isto é, além de testarmos qual a ponderação que maximiza a correlação da distância interquartil entre as séries, também testaremos qual seria a ponderação que maximizaria a correlação entre a mediana da série hipotética com a mediana da série do Boletim Focus.

A seguir será descrita, em maiores detalhes, a metodologia seguida para encontrar o parâmetro que dita o processo de rigidez de informação. Inicialmente, é importante destacar, como feito em Guillén (2008), a necessidade de truncar a amostra, pois, caso contrário seriam necessárias infinitas expectativas defasadas para gerar a série. Neste trabalho decidiu-se usar uma série de expectativas defasadas o mais longa possível, de forma que a expectativa mais defasada em cada série havia sido feita há trinta períodos atrás.

Em seguida, fez-se necessário estabelecer um intervalo de  $\lambda$  possíveis (e ao mesmo tempo plausíveis) para a economia brasileira. A escolha pode ser considerada arbitrária, mas pode evitar valores que pudessem ser considerados absurdos. Além disso, as possíveis escolhas foram determinadas por valores encontradas na literatura sobre informação rígida. A escolha do parâmetro de ajuste informacional foi limitada entre 5% e 35%.

Após esta delimitação, geraram-se as séries de expectativas com informação rígida para todos os valores “possíveis” e calcularam-se a mediana e a distância interquartilica para cada uma das séries geradas. Conforme descrito nos dois métodos propostos anteriormente, foram escolhidas aquelas que apresentaram a maior correlação com a série de distância interquartil e de mediana da Pesquisa Focus.

Seguindo a primeira metodologia descrita neste trabalho, obtemos que o valor de  $\lambda$  que maximiza a correlação entre as séries de distância interquartil foi de 22%. Isto implicaria dizer que os agentes, em média, atualizam as suas previsões a cada cinco meses (aproximadamente). Mas, se seguíssemos a segunda metodologia sugerida neste trabalho, obteríamos o valor de 30% para  $\lambda$ . Isto nos indicaria que os agentes, em média, reajustam suas previsões a cada 3 meses (aproximadamente).

Estes valores são ligeiramente superiores aos encontrados em trabalhos feitos tanto para a economia brasileira como para os EUA, Europa etc.<sup>11</sup> Conjectura-se, no entanto, que os mesmos podem ser considerados factíveis pelos dois motivos explicitados a seguir: Primeiro, conforme exposto em Guillén (2008) e Caetano e Moura (2009) é de se esperar que os agentes atualizem suas previsões com maior frequência em economias que estão mais sujeitas a choques, como a brasileira. Desta forma, nada mais natural que os resultados encontrados para o parâmetro de ajuste informacional para o Brasil sejam maiores do que os encontrados para outros países. Segundo, em comparação com os números estimados anteriormente para a economia brasileira, pode-se argumentar que os inúmeros choques ocorridos, especialmente após meados de 2008, podem ter gerado incentivos para que os agentes passassem a reajustar as suas previsões com maior frequência. Como os dados disponíveis para esta dissertação puderam englobar este período, é razoável supor que o parâmetro estimado neste trabalho tenha absorvido a reação dos agentes a estas mudanças.

### **VI.3- Resultados do modelo de informação rígida**

Após gerarmos a série hipotética a partir da hipótese nula de informação rígida, compara-se a sua distribuição com a distribuição observada na pesquisa do Banco Central do Brasil. Se série construída comportar-se de forma semelhante à série real teremos indícios para apontar que a

---

<sup>11</sup> Guillén (2008), Caetano e Moura (2009), Mankiw, Reis e Wolfers (2003) e Döpke et al. (2008).

teoria proposta por Mankiw e Reis (2002) é de fato um bom ponto de partida para modelarmos expectativas com racionalidade limitada.

De início usaremos os gráficos como forma de ilustrar o poder preditivo dos dados gerados a partir do modelo construído nesta dissertação. Neles poderemos comparar a mediana e a distância interquartílica geradas pelo modelo, de acordo com os parâmetros de ajuste indicados anteriormente, com a observada na Pesquisa Focus. Em seguida, ainda conforme feito por Mankiw, Reis e Wolfers (2003), verificar-se-á se os fatos que observamos nas séries do Focus também podem ser observados nas séries que construímos a partir do modelo de informação rígida.

Começemos pela comparação dos gráficos que relacionam as expectativas medianas observadas com as expectativas medianas geradas pelo modelo. A partir da análise dos gráficos VI.3.1 e VI.3.2, nota-se que (principalmente a partir de 2005) há uma aderência razoável entre as séries.

Gráfico VI.3.1 – Mediana Focus vs. Mediana informação rígida ( $\lambda=22\%$ )

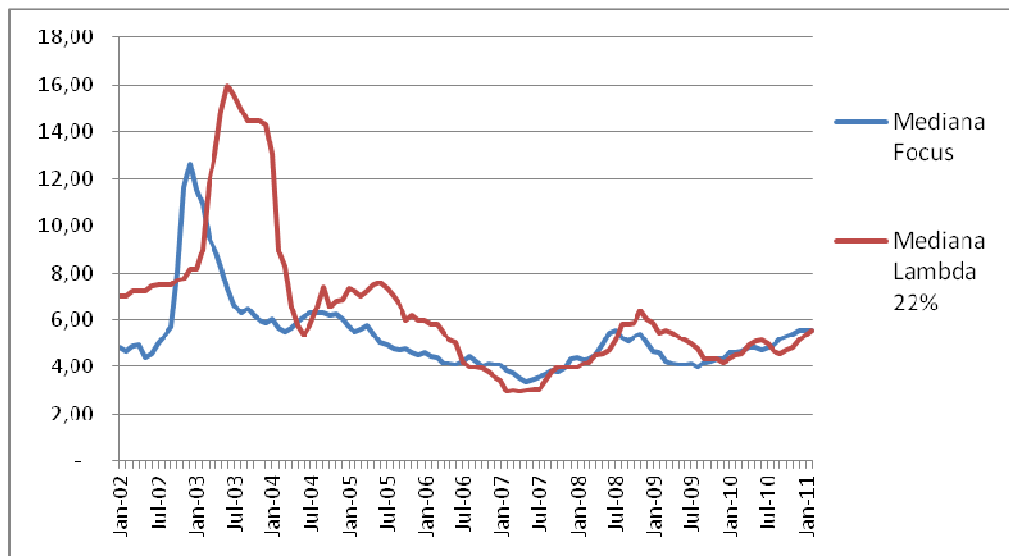
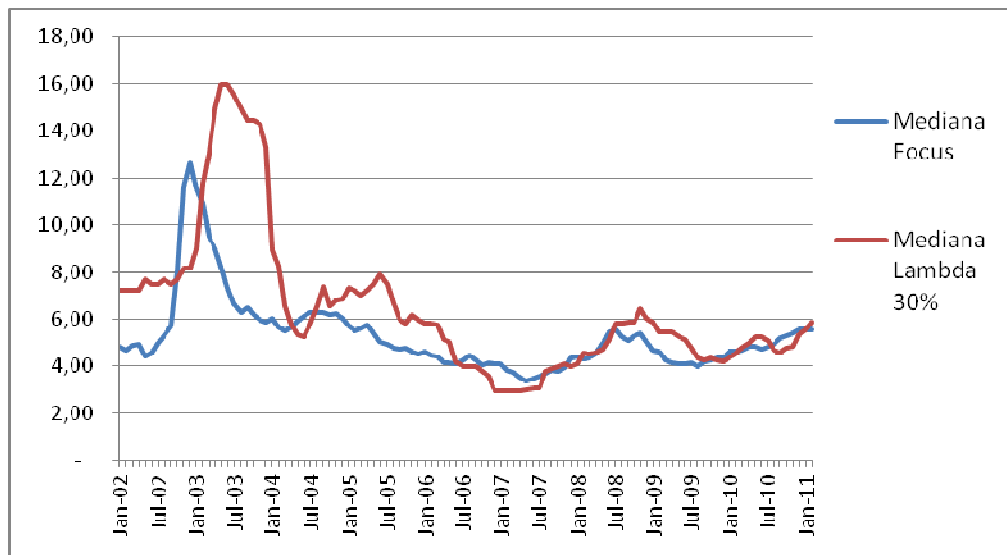




Gráfico VI.3.2 – Mediana Focus vs. Mediana informação rígida ( $\lambda=30\%$ )



Quando passamos a comparar as medidas de dispersão entre as séries, cumpre destacar, como feito por Guillén (2008), que uma das críticas mais contundentes e recorrentes ao modelo de Mankiw e Reis (2002) reside no fato de este apontar que é o uso de informação rígida que gera as discordâncias nas expectativas de inflação. Alguns autores, como Williams (2003), advogam que tais divergências podem decorrer de outros motivos, destacando-se a chamada “incerteza de modelo” como uma potencial candidata. Este argumento invalidaria a tese dos autores no sentido de flexibilizar o conceito de expectativas estritamente racionais e, além disso, nos indicaria que a melhor explicação para a dispersão *cross-section* observada nos dados decorreria da heterogeneidade racional dos agentes econômicos, conforme os modelos descritos em Brock e Hommes (1997), Branch (2003) e Branch e Evans (2003).

Considerando a ressalva feita acima, se os gráficos e testes a seguir indicarem que as séries de distância interquartil construídas a partir do modelo têm uma elevada correlação com os fatos estilizados que observamos na série do Boletim Focus, teríamos indícios para apontar que as discordâncias nas expectativas devem ter origem no uso e/ou processamento de informação rígida. Os gráficos VI.3.3 e VI.3.4 não indicam (como na comparação entre as medianas) uma tendência de maior aderência a partir de determinada data e, além disso, é possível notar que a

medida de dispersão da série observada tende a ser menor e menos volátil do que aquelas geradas a partir do modelo.

Gráfico VI.3.3 – Interquartil Focus vs. Interquartil informação rígida ( $\lambda=22\%$ )

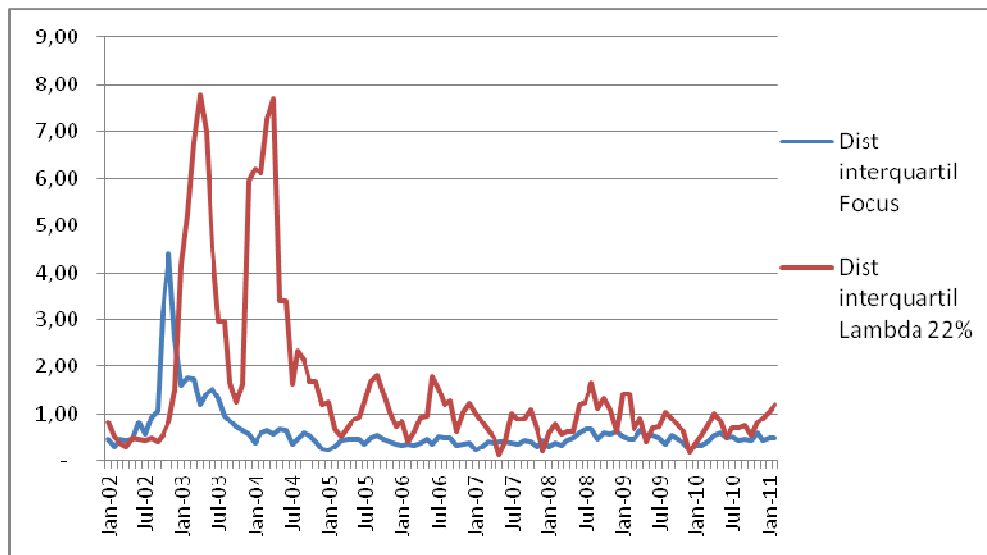
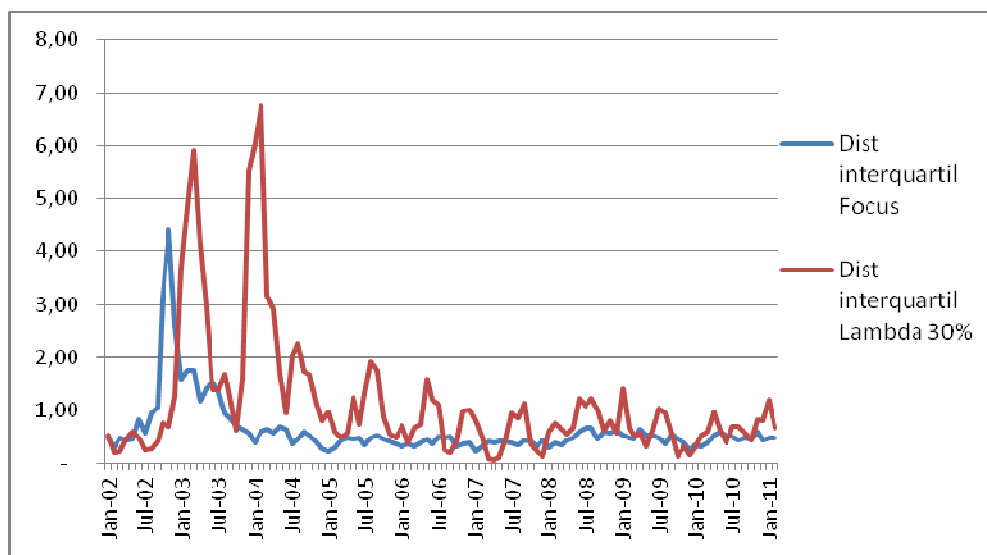


Gráfico VI.3.4 - Interquartil Focus vs. Interquartil informação rígida ( $\lambda=30\%$ )



A seguir iremos aprofundar a análise e, seguindo Mankiw, Reis e Wolfers (2003), examinaremos se os fatos estilizados encontrados quando analisamos tanto a mediana como distância interquartílica dos dados do Boletim Focus também serão notados quando analisamos os dados construídos a partir do modelo. Iniciemos a análise verificando o comportamento da mediana das expectativas obtidas a partir do modelo. Para isso, voltamos aos testes feitos no início desta dissertação (para expectativas racionais e adaptativas) com o intuito de verificarmos se os fatos estilizados na série do Boletim Focus também serão encontrados nas séries construídas.

De acordo com os dados expostos nas tabelas VI.3.1 a VI.3.5, podemos notar que alguns fatos estilizados observados na série Focus também são encontrados nas séries geradas. Todavia, também encontramos algumas “surpresas”. Nos testes de racionalidade, encontramos resultados semelhantes àqueles obtidos sobre as previsões do Boletim Focus. Isto é, os testes de eficiência das previsões, de persistência dos erros de previsão e do uso de dados macroeconômicos também rejeitam a hipótese nula de racionalidade quando usamos as previsões geradas de acordo com o modelo descrito nesta dissertação. A “surpresa” nesta bateria de testes foi o fato de não termos encontrado evidência de que haveria viés nestas previsões.

Nos testes para expectativas adaptativas tivemos mais uma “surpresa”, qual seja, não termos encontrado evidências fortes o suficiente para rejeitarmos a hipótese de expectativas adaptativas quando o parâmetro de ajuste informacional é igual a 30%.

Tabela VI.3.1 – Teste de viés – Modelo de informação rígida.

	<b>Teste de Viés: <math>\pi_t - E_{t-x\pi} = \alpha</math></b>	
Previsão	<b>12 meses a frente</b>	
Lambda	22%	30%
$\alpha$ : Constante	0.103822	0.106762
p-valor	0.7840	0.7782
Rejeita Racionalidade?	Não	Não

Tabela VI.3.2 – Teste de Eficiência – Modelo de informação rígida.

	<b>Teste de Eficiência: <math>\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}\pi_t</math></b>	
Previsão	<b>12 meses a frente</b>	
Lambda	22%	30%
$\alpha$ : Constante	5.0113	4.9599
p-valor	0.0000	0.0000
$\beta$ : $E_{t-x}\pi_t$	-0.763088	-0.754981
p-valor	0.0000	0.0000
$R^2$ ajustado	0.327581	0.332578
Rejeita Eficiência? $\alpha=\beta=0$	Sim	Sim
p-valor	0.000000	0.0000

Tabela VI.3.3 – Teste de persistência dos erros – Modelo de informação rígida.

	<b>Persistência dos erros de previsão: <math>\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta (\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})</math></b>	
Previsão	<b>12 meses a frente</b>	
Lambda	22%	30%
$\alpha$ : Constante	-0.040571	-0.041062
p-valor	0.6645	0.6782
$\beta$ : $(\pi_{t-x} - E_{t-2x}\pi_{t-x})$	0.961079	0.958063
p-valor	0.0000	0.0000
$R^2$ ajustado	0.939675	0.932713
Erros são persistentes?	Sim	Sim

Tabela VI.3.4 – Uso de dados macros na previsão – Modelo de informação rígida.

Previsão	Uso de dados macro na previsão: $\pi_t - E_{t-x}\pi_t = \alpha + \beta E_{t-x}[\pi_t] + \gamma \pi_{t-x-1} + \kappa i_{t-x-1} + \delta U_{t-x-1}$	
	12 meses a frente	
Lambda	22%	30%
$\alpha$ : Constante	0.337070	0.244639
p-valor	0.7975	0.8515
$\beta$ : $E_{t-x}[\pi_t]$	-0.730155	-0.451959
p-valor	0.0173	0.3729
$\gamma$ : $\pi_{t-x-1}$	-0.514476	-0.783157
p-valor	0.0777	0.1061
$\kappa$ : $i_{t-x-1}$	0.400728	0.405563
p-valor	0.0000	0.0000
$\delta$ : $U_{t-x-1}$	0.141975	0.144572
p-valor	0.4687	0.4435
Rejeita Eficiência? $\gamma=\kappa=\delta=0$	Sim	Sim
p-valor	0.0000	0.0000

Tabela VI.3.5 – Teste de Expectativas Adaptativas – Modelo de informação rígida.

Previsão	Teste de Expectativas Adaptativas: $E_t\pi_{t+x} = \alpha + \beta(L)\pi_t + \gamma U_t + \kappa U_{t-3} + \delta i_t + \varphi i_{t-3}$	
	12 meses a frente	
Lambda	22%	30%
$\alpha$ : Constante	0.264709	0.349467
p-valor	0.2208	0.0585
$\gamma$ : $U_t$	-0.119479	-0.062527
p-valor	0.0180	0.1416
$\kappa$ : $U_{t-3}$	0.143140	0.066509
p-valor	0.0042	0.1121
$\delta$ : $i_t$	0.013066	0.018778
p-valor	0.5176	0.2748
$\varphi$ : $i_{t-3}$	-0.022158	-0.030370
p-valor	0.4014	0.1772
$R^2$ ajustado	0.984245	0.989032
$\beta(L)\pi_t = 0?$	Não	Não
p-valor	0.0000	0.0000
Rejeita Expectativas adaptativas? $\gamma = \kappa = \delta = \varphi = 0?$	Sim	Não
p-valor	0.0268	0.1968

Destacamos a seguir nas tabelas VI.3.6 VI.3.7 os resultados obtidos quando tentamos verificar se os fatos estilizados observados para a medida de discordância entre os agentes consultados pelo Boletim Focus também podem ser encontrados quando analisamos a mesma obtida na série construída com base na hipótese nula de informação rígida. Os resultados encontrados sugerem que, face às mudanças em outras variáveis macroeconômicas, as expectativas obtidas no modelo de informação rígida se comportam de forma semelhante às expectativas observadas. Notadamente, dois fatos estilizados são confirmados, a correlação entre as divergências e o nível da inflação e a ausência de correlação da mesma série com o nível de atividade. Contudo, os dados mostram-se sensíveis à escolha do parâmetro de ponderação quando tentamos verificar se há alguma correlação entre as séries e a variação da inflação. Por outro lado, mesmos nos dados observáveis esta relação não é tão óbvia para os dados da economia brasileira.

Tabela VI.3.6 – Análise multivariada: Divergência Informação Rígida ( $\lambda=22\%$ )

<b>DIVERGENCIA LAMBDA=22% = <math>\alpha + \beta \text{ IPCA12M} + \theta \text{ HIATO(PIM PF)} + \phi (\Delta \text{ IPCA12M})^2</math></b>		
<u>Amostra: Jan/02 - Fev/11</u>	<u>Coefficiente</u>	<u>P-valor</u>
A	-0.17340	0.59080
$\beta$	0.25040	0.00000
$\theta$	-0.03810	0.23840
$\Phi$	0.12675	0.44600
R-squared	0.28699	
Adjusted R-squared	0.26681	
Prob(F-statistic)	0.00000	

Tabela VI.3.7 – Análise multivariada: Divergência Informação Rígida ( $\lambda=30\%$ )

<b>DIVERGENCIA LAMBDA=30% = <math>\alpha + \beta \text{ IPCA12M} + \theta \text{ HIATO(PIM PF)} + \phi (\Delta \text{ IPCA12M})^2</math></b>		
<b><u>Amostra: Jan/02 - Fev/11</u></b>	<b><u>Coefficiente</u></b>	<b><u>P-valor</u></b>
A	0.09695	0.68730
$\beta$	0.14283	0.00010
$\theta$	-0.02000	0.40670
$\Phi$	0.26540	0.03430
R-squared	0.24916	
Adjusted R-squared	0.22791	
Prob(F-statistic)	0.00000	

Os fatos destacados acima podem ser considerados como bons indícios de que as expectativas do Boletim Focus são formadas de maneira bem próxima àquela descrita no modelo de Mankiw e Reis (2002), porém, destaca-se o fato de a correlação entre as variáveis (medida pelo coeficiente de determinação  $R^2$ ) ser bem menor quando olhamos a medida de divergência a partir do modelo de informação rígida.

## CONCLUSÃO

A proposta desta dissertação foi investigar se as principais teorias para a formação das expectativas seriam compatíveis com as expectativas de inflação observadas para a economia brasileira. Desta forma, realizamos uma bateria de testes com o intuito de verificar se as expectativas obtidas na pesquisa do Banco Central do Brasil respeitariam as premissas e/ou consequências das seguintes teorias: expectativas racionais, adaptativas e informação rígida.

Os resultados dos testes indicaram que tanto a teoria das expectativas racionais como das expectativas adaptativas não encontram subsídios nos dados. Sendo assim, podemos afirmar que o processo de formação das expectativas não é nem tão simples como o descrito na hipótese de expectativas adaptativas nem tão eficiente como descrito nos modelos de expectativas racionais.

Pode-se concluir que a partir dos testes realizados nesta dissertação que encontramos, cada vez mais, indícios para apontar que na “hipótese de trabalho” das expectativas racionais surgem os problemas empíricos encontrados pela teoria macroeconômica. Não apenas os dados refutam esta hipótese, como a sua flexibilização permite que sejam acomodados outros fatos estilizados

classificados como *puzzles* na teoria macroeconômica. É importante destacar que os resultados obtidos neste trabalho são, via de regra, compatíveis com aqueles observados com os encontrados na literatura empírica, já citada, sobre o processo de formação de expectativas.

Quando analisamos os testes sobre a teoria de informação rígida, encontramos subsídios para apontar que é esta teoria a que mais se aproxima de explicar diversos fatos estilizados observados nos dados. Todavia, este modelo ainda não pode ser considerado como definitivo, pois deixa alguns fatos estilizados sem uma boa explicação. Contudo, o modelo de informação rígida tem o mérito de indicar que a hipótese das expectativas estritamente racionais deve passar por um processo de flexibilização.

## **REFERÊNCIAS**

BRANCH, W. A., (2004), The Theory of Rationally Heterogeneous Expectations: Evidence from Survey Data on Inflation Expectations, *Economic Journal*, v.114, p.592-621,

BROCK, W. A., HOMMES, C.H., (1997) A rational route to randomness, *Econometrica* 65(5); 1059-1160

CAETANO, S. M.; MOURA, G. V., (2009) Reajuste Informacional no Brasil: Uma Aplicação da Curva de Phillips sob Rigidez de Informação In: ANPEC, 37., 2009, Foz do Iguaçu. Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia. [s. L.].

CARROL, C. (2003). Macroeconomic expectations of households and professional forecasters. *Quarterly Journal of Economics* 118(1):269-298

CHRISTIANO, L. J.; FITZGERALD, T. J., (2003) The Band Pass Filter, *International Economic Review*, 44(2), 435-466.

CLARIDA, R., GERTLER, M., and GALI, J. (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, vol. 37 (4), December, pp. 1661-1707.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G., (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press.



DÖPKE, J.; DOVERN, J.; FRITSCH, U.; SLACACEK, J., (2008) Sticky Information Phillips Curve: European Evidence, *Journal of Money, Credit & Banking*, (7), 1513-1519.

FAIR, R. C. (1993) Testing the Rational Expectations Hypothesis in Macroeconometric Models, *Oxford Economic Papers*, vol. 45, pp. 169-190.

FRIEDMAN, M., (1968) The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, v.58, n.1, p.1-17,

FUHRER, J., MOORE, G. (1995). Inflation Persistence *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110 (1), February, pp. 127-160.

GALI, J., GERTLER, M. (1999), Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics* 44, no, 2, 195-222.

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

GUILLÉN, D. A., (2008) (Ensaio sobre a Formação de Expectativas de Inflação. Dissertação de mestrado, Programa de Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio.

HAMILTON, J. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.

HAYASHI, F. (2000) *Econometrics*, Princeton: Princeton University Press.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C., (1997) Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit & Banking*, (1), 1-16.

KHAN, H.; ZHU, Z., (2006) Estimates of the Sticky-Information Phillips Curve for the United States, *Journal of Money, Credit & Banking*, (1), 195-207.

KOHLSCHEEN, E. (2010) Uma Nota Sobre Erros De Previsão Da Inflação De Curto Prazo, Banco Central do Brasil. Working Paper Series, No. 227

LUCAS, R.E., Jr., (1973) Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *American Economic Review*, v. 63, n.3, p.326-334.

MANKIW, N. G., (2001) The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment, *Economic Journal*, forthcoming.

MANKIW, N. G.; REIS, R., (2002) Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve, *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n.4, p.1295-1328.

MANKIW, N. G.; REIS, R.; WOLFERS, J., Disagreement About Inflation Expectations, NBER – Working Papers n° 9796 – National Bureau of Economic Research, 58p., June 2003.

ROMER, D. (2011). *Advanced macroeconomics*, 4<sup>th</sup> Edition, New York: McGraw-Hill

RUDD, J.; WHELAN, K. (2003) Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics, *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series No. 2003-46*

SIMS, C., (2003) Implications of Rational Inattention, *Journal of Monetary Economics*, vol. 50(3), pp. 665-690.

SVENSSON, L.E.O., (1998), “Inflation Targeting in an Open Economy: Strict or Flexible Inflation Targeting,” *Victoria Economic Commentaries*, Vol. 15, No. 1 (Wellington, New Zealand: Victoria University).

TOMAS, L., Jr. (1999) Survey Measures of Expected U.S. Inflation, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 13 (4), pp.125-144.

WILLIAMS, J.C., (2003) Comments to Disagreement About Inflation Expectations, NBER – Working Papers n° 9796 – National Bureau of Economic Research.

WOODFORD, M., (2007) *Forecast Targeting as a Monetary Policy Strategy: Policy Rules in Practice*, NBER working paper no. 13716.

WOODFORD, M, (2003) *Interest and Prices*, Princeton University Press, Princeton, NJ

WOOLDRIDGE, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.