FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

BERNARDO TENREIRO DUTRA

CONSISTÊNCIA DAS EXPECTATIVAS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA

São Paulo

2015

BERNARDO TENREIRO DUTRA

CONSISTÊNCIA DAS EXPECTATIVAS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de Conhecimento:
Macroeconomia e Economia Monetária

Orientador: Prof. PhD. Bernardo de Vasconcellos Guimarães

São Paulo

2015

Dutra, Bernardo Tenreiro.
Consistência das Expectativas sobre Política Monetária / Bernardo Tenreiro Dutra. - 2015.
41 f.

Orientador: Bernardo de Vasconcellos Guimarães
Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária - Brasil. 2. Comportamento do consumidor. 3. Regra de Taylor. 4. Taxas de juros - Brasil. I. Guimarães, Bernardo de Vasconcellos. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.74(81)

BERNARDO TENREIRO DUTRA

CONSISTÊNCIA DAS EXPECTATIVAS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de Conhecimento:
Macroeconomia e Economia Monetária

Orientador: Prof. PhD. Bernardo de Vasconcellos Guimarães

Data de Aprovação:
__/__/____

Banca examinadora:

Prof. PhD. Bernardo de Vasconcellos Guimarães (Orientador)
FGV-EESP

Prof. PhD. Vladimir Kuhl Teles
FGV-EESP

Prof. PhD. Carlos Viana de Carvalho
PUC-Rio

Agradecimentos

Primeiramente, gostaria de agradecer a minha família, pelo infinito apoio em todos os momentos de dificuldade. Como sempre, eu não teria chegado até aqui sem vocês.

Agradeço imensamente ao meu orientador, Bernardo Guimarães, pelos conselhos, ideias e dedicação em cada reunião. Sua ajuda foi indispensável para a conclusão desse trabalho e suas aulas foram sempre uma fonte de inspiração.

Também agradeço ao Prof. Vladimir Teles e ao Prof. Vladimir Ponczek pelas críticas e sugestões feitas na qualificação e ao Raone Costa e Thiago Curado pelos comentários valiosos.

Ao Instituto Brasileiro de Economia (FGV/IBRE) pela disponibilização dos dados para esse trabalho, principalmente a Viviane Bittencourt.

Aos meus colegas de turma, não tenho palavras para descrever o quão importante vocês foram para a minha sobrevivência no mestrado. Agradeço por cada debate, por cada dúvida, por cada piada, por cada futebol e por cada churrasco. Torço muito pelo sucesso de cada um de vocês e espero manter as amizades para sempre.

Especialmente, agradeço a minha namorada, Juliana, por sempre estar ao meu lado quando precisei e por toda a atenção e carinho desde que nos conhecemos.

Por fim, agradeço ao apoio financeiro da CAPES durante todo o período do mestrado.

Obrigado a todos!

RESUMO

Utilizando microdados da Sondagem do Consumidor do FGV/IBRE, investigamos se os consumidores brasileiros formam expectativas consistentes sobre a regra de Taylor e se essa consistência se altera de acordo com a condução da política monetária feita pelo Banco Central do Brasil. A partir de uma análise semelhante a de Carvalho e Nechio (2014), encontramos que o público consegue capturar corretamente a relação entre juros e inflação no arcabouço da regra, mas não a relação entre juros e desemprego, provavelmente por causa do regime de política monetária adotado no país e por particularidades dos dados. Além disso, encontramos que a consistência das expectativas sofre quedas significativas nos períodos em que o banco central desvia da regra de Taylor, indicando que uma maior tolerância a choques inflacionários por parte da autoridade monetária pode prejudicar a coordenação das expectativas da sociedade.

Palavras-Chave: Expectativas dos consumidores; Política Monetária; Regra de Taylor.

ABSTRACT

Using microdata from the FGV/IBRE Consumer Survey we investigate if brazilian consumers form expectations consistent with the Taylor rule and if consistency changes according to monetary policy conducted by the Central Bank of Brazil. Based on an analysis similar to Carvalho and Nechio (2014), we find that the public can properly understand the relationship between interest rates and inflation in the rule framework, but not the relationship between interest rates and unemployment, probably due to the single mandate adopted in Brazil and some features of the data. Furthermore, we find that the consistency of expectations significantly drops in periods that the central bank deviates from the Taylor rule, indicating that a higher tolerance to inflationary shocks can damage the coordination of society's expectations.

Keywords: Consumer expectations; Monetary Policy; Taylor rule.

Sumário

Introdução **9**

1 DADOS **13**

2 CONSISTÊNCIA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL **17**

2.1 Consistência sobre a Regra de Taylor **17**

2.1.1 MQO nas expectativas 19

2.1.2 Carvalho e Nechio (2014): Efeitos Parciais 24

2.2 Consistência e o Banco Central **26**

2.2.1 Função de Reação do Banco Central e desvios 29

Conclusão **36**

Bibliografia **37**

A APÊNDICE **39**

A.1 Ambiente econômico de 2005 a 2013 . . . . . **39**

A.2 Teste de Expectativas Adaptativas **39**

Introdução

O canal de expectativas tem se mostrado cada vez mais fundamental para a eficiência da política monetária. As expectativas dos agentes sobre variáveis macroeconômicas afetam suas decisões de consumo e poupança e com isso influenciam a determinação de preços e salários na economia. Com expectativas ancoradas, o mecanismo de transmissão da política se torna mais efetivo e o banco central tem maior facilidade em promover a estabilidade econômica. Não por acaso, *policy makers* tem intensificado a preocupação com uma comunicação mais clara e transparente de suas decisões com o objetivo melhorar o entendimento e coordenar as expectativas da sociedade.

O objetivo deste trabalho é verificar se os indivíduos entendem a política monetária conduzida pelo Banco Central do Brasil (BCB) ao analisar a consistência das expectativas de acordo com as decisões da autoridade monetária. Nossa análise se baseia em dados de *survey* coletados pela Sondagem do Consumidor, da Fundação Getúlio Vargas-IBRE, que contém previsões de consumidores sobre a situação econômica atual e futura. Com isso, medimos o grau de consistência das expectativas em relação a regra de Taylor e como foi sua evolução no período entre 2005 e 2013.

Idealmente, um banco central que agisse de forma coerente teria mais facilidade em promover um ambiente de expectativas ancoradas onde choques que afetassem a economia teriam seus efeitos dissipados no longo prazo, porém desvios desse comportamento prejudicariam o entendimento do público e seriam indesejáveis. Nós mostramos evidência de que houve uma desorientação nas expectativas dos consumidores brasileiros em 2012, provavelmente causada pela mudança na orientação da política monetária a partir de 2011.

Em uma análise semelhante, Carvalho e Nechio (2014) testam se o consumidor norte-americano entende os princípios básicos da regra de Taylor. Nosso trabalho redireciona o enfoque para a consistência das expectativas e seu comportamento de acordo com a condução da política monetária no Brasil, com a motivação adicional de que o BCB teve uma conduta mais *dovish* com maior frequência do que o Federal Reserve (FED) se levarmos em conta o ambiente econômico e o período de tempo na análise.

Como consequência da maior importância dada a ancoragem de expectativas, temos observado bancos centrais do mundo inteiro não medirem esforços na formulação de uma estratégia de comunicação mais transparente e informativa sobre as decisões de política monetária. Apesar da falta de consenso sobre uma estratégia ótima de comunicação, essa tendência gerou efeitos positivos como o aumento da previsibilidade, diminuição da volatilidade nos mercados e promoção de um ambiente de inflação mais baixa e estável (Blinder et al., 2008). Todavia,

as atenções se voltaram quase exclusivamente aos agentes do mercado financeiro. Segundo os autores, é hora de olhar para o público, pois, além de exercerem papel importante na determinação de preços na economia, são estes que dão ao banco central a legitimidade política de sua autonomia operacional por meio do processo democrático, dado que o banqueiro central é nomeado pelo presidente da república. Essa mudança de foco, no entanto, abrirá caminhos desconhecidos e colocará novos desafios para os bancos centrais. Nessa linha, nossa análise também se mostra como uma importante investigação sobre a eficácia da comunicação e conquista de credibilidade do BCB junto ao público.

Nossa análise assume a regra de Taylor como arcabouço usual de política monetária entre os bancos centrais. A adoção de uma regra de política baseada na meta para a taxa de juros se difundiu após o trabalho seminal de Taylor (1993), em que o instrumento era determinado de acordo com variações nos preços e na atividade. Com o passar do tempo, bancos centrais do mundo inteiro passaram a adotar o instrumento dos juros com o objetivo de garantir, de forma explícita ou implícita, um ambiente de baixa inflação por determinado período de tempo e com isso a estabilidade macroeconômica. Passou a existir, da mesma forma, um *trade-off* de política, pois o objetivo de reduzir o desemprego em relação ao seu nível natural e manter uma inflação estável as vezes exige esforços contrários. Entender essa relação no contexto de mandato dual[1] da autoridade monetária significa ser consistente com a regra de Taylor, definição que abordaremos mais detalhadamente na próxima seção. É importante considerar, no entanto, que essa visão possui algumas limitações, pois as decisões de política monetária dependem de diversos outros fatores além de apenas inflação corrente e hiato do produto, como determina uma regra de Taylor simples (Svensson, 2003).

No Brasil é adotado o regime de metas de inflação, implementado em 1999. Desde a data inicial até os dias de hoje esse regime contribuiu para a manutenção da estabilidade de preços, pois apesar de alguns choques inflacionários no período, a inflação se manteve constantemente dentro da meta estabelecida[2]. Balbino, Colla e Teles (2011) mostram que de 1999 à 2009 a política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil se comportou de forma homogênea entre as diferentes gestões em termos de resposta a choques na inflação e no hiato do produto, porém com diferentes graus de conservadorismo se levados em conta os choques exógenos de inflação no período. Na mesma linha, Moreira, Souza e Ellery Jr. (2013) verificam que houve mudanças na tolerância do BCB a aumentos inflacionários entres os três

[1] Alguns países optam pelo regime de metas de inflação, onde a autoridade monetária tem como objetivo principal garantir o poder de compra da moeda, o que seria considerado como mandato único, ou metas de inflação estrito. Após a crise, também ganhou relevância o objetivo da estabilidade financeira, caracterizando uma espécie de mandato "triplo". Esses casos podem ser considerados variações da formulação básica da regra introduzida por Taylor (1993).

[2] Desde 1999 até 2014 a inflação anual ficou fora dos limites superior e inferir da meta em três ocasiões: 2001, 2002 e 2003.

mandatos após 2001. Segundo os autores: a gestão de Henrique Meirelles foi mais rígida do que os dois últimos anos da gestão Armínio Fraga; e a gestão de Alexandre Tombini, em seus dois primeiros anos, foi mais tolerante a desvios inflacionários do que os dois últimos anos de Armínio Fraga.

No arcabouço comum de modelos macroeconômicos recentes as expectativas dos agentes exercem influência direta nos resultados da política econômica. O indivíduo, ao tomar decisões de consumo e trabalho de forma a maximizar sua utilidade descontada no tempo sujeito a uma restrição orçamentária, escolhe uma cesta ótima de consumo com base em suas preferências e expectativas sobre o futuro, como especifica a Equação de Euller. No equilíbrio entre firmas e consumidores, conforme determina o modelo Novo Keynesiano básico, as expectativas sobre o futuro dos preços e do produto são tomadas como base de informação pelo banqueiro central.

Na prática, o banco central também se mostrou preocupado com a formação de expectativas dos consumidores em diversas ocasiões. Em discurso ao "*The Economic Club of New York*", Richard Fisher, atual presidente do Fed Dallas, ressaltou: "*First, in this era of social media and über-transparency, we at the Fed need to learn to speak English, rather than "Feds-peak". I have done my level best during my tenure at the Fed to speak plainly, always bearing in mind that when I speak as a Fed official, I am speaking to the American people whom we serve, not to a small group of economists or just to the mavens of Wall Street*"[3]. No Brasil não é diferente. Em seu discurso de posse, Alexandre Tombini observou: "Adotado há mais de 11 anos, o regime de metas de inflação tem obtido sucesso inquestionável no alcance de seu objetivo principal de coordenar as expectativas da sociedade..." (Tombini, 2011).

Durante vários anos a literatura que envolve expectativas sobre a política monetária se expandiu e passou a tratar de diferentes temas, porém pouca atenção foi dada a relação com os consumidores. O pobre poder preditivo da população sobre variáveis macroeconômicas, causado pela rigidez informacional e racionalidade limitada dos agentes, assim como a maior preocupação com as expectativas de agentes *price* e *wage-setters* são prováveis explicações.

Por um lado, alguns trabalhos concentraram maior atenção nos agentes do mercado financeiro. Mitchell e Pearce (2009) e Carvalho e Minella (2012) investigam o poder preditivo dos economistas e profissionais do mercado sobre os juros, inflação e produto assim como a consistência das expectativas sobre a regra de Taylor utilizando a *Wall Street Journal's semmiannual survey of professional economists* e a Pesquisa Focus do BCB, respectivamente.

Carroll (2003) propõe um modelo no qual os agentes atualizam suas expectativas com uma determinada probabilidade se baseando nas previsões do mercado financeiro através da mídia. A razão para isso é a hipótese de que os consumidores acreditam racionalmente

[3] http://www.dallasfed.org/news/speeches/fisher/2015/fs150210.cfm

que os profissionais do mercado realizam previsões bem mais precisas, mas atualizam suas expectativas apenas ocasionalmente quando observam na mídia. Com isso, o modelo é capaz de explicar diversos fenômenos macroeconômicos presentes nos dados que os modelos de expectativas racionais não conseguem.

Uma outra parte da literatura focou na formação de expectativas dos consumidores sobre variáveis macroeconômicas individualmente. Mankiw et al. (2004) demonstram que os agentes discordam entre si nas expectativas sobre a inflação futura e que estas se adequam razoavelmente bem o modelo de informação rígida. Souleles (2004) aborda as principais características das previsões dos consumidores norte-americanos sobre diferentes variáveis macro.

Coibion e Gorodnichenko (2012) evidenciam que a rigidez de informação afeta as previsões dos agentes sobre a economia e causam atrasos na resposta das expectativas a choques. Por esse motivo, os autores ressaltam que fricções informacionais devem ser incorporadas aos modelos macroeconômicos. Por sua vez, Preston (2006) ressalta a importância das previsões dos agentes privados para o desenho de política monetária. Segundo o autor, se o banco central não entende corretamente o mecanismo de *learning* dos agentes privados, as regras usuais de política monetária baseadas em expectativas podem provocar divergências de aprendizado e com isso criar obstáculos ao alcance da estabilidade de flutuações econômicas.

Como citado anteriormente, nosso trabalho se relaciona em maior grau com a literatura que utiliza dados de *survey* para medir a consistência das expectativas sobre conceitos macroeconômicos, como Carvalho e Nechio (2014) o fazem para os EUA. Drager et al. (2013) estendem a análise sobre a "Michingan Survey" para checar se o consumidor norte-americano captura os princípios básicos da Curva de Phillips e Equação de Fisher.

O restante do artigo está estruturado da seguinte forma. A Seção 1 descreve os dados da Sondagem do Consumidor usados para analisar as previsões dos consumidores sobre variáveis macroeconômicas selecionadas. A Seção 2 introduz a análise sobre consistência das expectativas e o método empírico utilizado para avaliar o entendimento do público sobre a política monetária, relacionando o comportamento do consumidor com o do banco central no período. A última seção conclui.

1 Dados

A Sondagem do Consumidor é uma pesquisa mensal feita pelo FGV/IBRE desde 2005 que tem por finalidade gerar indicadores que capturem a confiança do consumidor brasileiro sobre o ambiente econômico. A cada mês é selecionada uma amostra independente e representativa da população brasileira com cerca de 2 mil consumidores, em que alguns são entrevistados repetidamente, configurando um painel rotativo e desbalanceado[1]. Nossa amostra contém microdados com as previsões dos consumidores no período de Setembro de 2005 à Dezembro de 2013.

A pesquisa é feita por um questionário de 29 perguntas sobre temas como situação econômica local, mercado de trabalho, decisões de investimento, dentre outros. Além disso, a pesquisa também classifica o indivíduo segundo sexo, idade, renda e escolaridade, o que permite analisar a heterogeneidade das respostas segundo características sociodemográficas. Vamos focar em três perguntas específicas, primeiro sobre a variação do emprego:

"Nos próximos seis meses, conseguir emprego estará: muito mais fácil, um pouco mais fácil, igual, um pouco mais difícil ou muito mais difícil ?"

Sobre a previsão numérica da inflação:

"Na sua opinião, de quanto será a inflação brasileira nos próximos 12 meses ? R:____%"

Sobre a variação dos juros:

"Na sua opinião, nos próximos seis meses a taxa de juros irá: subir, manter-se ou cair ?"

Utilizaremos o desemprego, portanto, como *proxy* para o produto, pois é a pergunta que melhor representa expectativas sobre a atividade. Em relação a pergunta de juros, vamos supor que a interpretação é sobre a taxa Selic utilizada pelo BCB como instrumento de política monetária. Pode-se argumentar que os consumidores são mais sensíveis aos juros de financiamento e crédito bancário, porém nossa hipótese se mostra razoável se o *spread* bancário, calculado usando a Selic como taxa de captação, se mantiver razoavelmente constante no período de interesse, o que de fato ocorre[2]. Sobre a inflação, é natural supor que o consumidor faça uma previsão se baseando no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo

[1] Mais especificamente, foi definida uma amostra de 2,045 consumidores, de forma a obter um erro amostral absoluto de 2.19% e intervalo de confiança de 95%. Para mais informações: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D92BB7A891DEF>

[2] Utilizando dados de crédito com recursos livres à pessoa física do BCB, observamos que o spread não muda muito desde 2005, apesar de uma tendência de queda. A série fornecida pelo Banco Mundial de 2005 a 2012, calculada pela diferença entre a taxa de empréstimo dos bancos ao setor privado e a taxa de captação destes, também não apresenta grandes variações.

(IPCA), índice usado para a meta de inflação.

Como já mencionado, não estamos interessados em avaliar a qualidade de previsão do público, pois um indivíduo não-especialista nem sempre está disposto a incorrer no custo de adquirir informação sobre a conjuntura econômica, e por isso as estimativas sobre variáveis específicas se tornam imprecisas. Dessa forma, nossa análise se concentra na direção das previsões, e por isso construiremos uma variável categórica para a expectativa de inflação que simbolize aumento, manutenção ou queda. Também podemos supor que o indivíduo faça uma espécia de arredondamento ao fazer a previsão. Construímos então intervalos de aproximação da ordem de 0.2 e 0.5 pontos percentuais na construção da variável categórica. Ou seja, se a diferença entre a previsão e a inflação realizada estiver no intervalo (-0.2, 0.2) ou (-0.5,0.5) pontos percentuais consideramos que a previsão é de manutenção da variável.

A Tabela 1 mostra as frequências de direção de cada variável, tanto das previsões da Sondagem como dos dados realizados. Os dados mostram que o período de 2005 a 2013 se caracterizou por maior proporção de quedas nos juros e no desemprego e aumentos na inflação, mesmo com os arredondamentos. Entretanto, as previsões dos indivíduos na Sondagem só parecem capturar os aumentos nos preços.

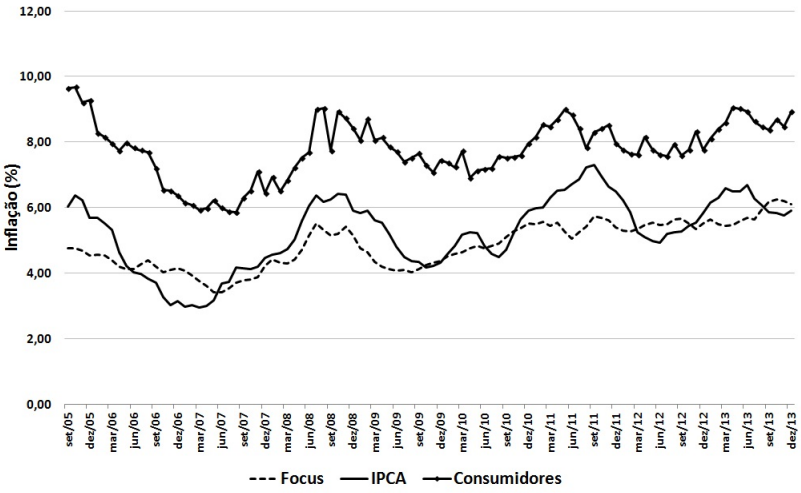
Tabela 1 – Frequências da Sondagem do Consumidor e dados realizados

	Sondagem			Dados		
	$\uparrow$	$\leftrightarrow$	$\downarrow$	$\uparrow$	$\leftrightarrow$	$\downarrow$
$\mathcal{F}(i)$	34.7	45.1	20.2	39.0	9.1	51.9
$\mathcal{F}(\pi)$	71.0	0.3	28.7	59.2	-	40.8
$\mathcal{F}(u)$	23.2	55.2	21.6	36.2	0.8	63.0
$\mathcal{F}(i)^{0.2}$	-	-	-	-	-	-
$\mathcal{F}(\pi)^{0.2}$	67.0	8.6	24.5	56.2	6.0	37.8
$\mathcal{F}(u)^{0.2}$	-	-	-	33.0	9.0	58.0
$\mathcal{F}(i)^{0.5}$	-	-	-	-	-	-
$\mathcal{F}(\pi)^{0.5}$	60.2	21.1	18.7	45.7	24.5	29.8
$\mathcal{F}(u)^{0.5}$	-	-	-	19.1	44.9	36.0

Também é de se esperar que a rigidez de informação prejudique a previsão dos consumidores e que estes sejam influenciados pela previsão de especialistas, normalmente através da mídia - como propõe o modelo de Carroll (2003) - e também pelas oscilações da própria inflação corrente. A Figura 1 expõe esse fato para as expectativas de inflação, única pergunta quantitativa da Sondagem. Ou seja, a previsão média de inflação dos consumidores e

especialistas do mercado[3] para os próximos 12 meses apresentam forte correlação com a inflação corrente acumulada em 12 meses até o mês observado, indicando que ao fazer previsão sobre a variação futura dos preços os agentes atribuem bastante peso ao seu valor presente, uma forma de expectativas adaptativas[4]. Além disso, como as previsões dos consumidores sempre excedem o dado realizado, estes parecem observar uma taxa de inflação maior do que a corrente[5], pois em média superestimam a variação dos preços.

Figura 1 – Previsões e inflação realizada



Fonte: FGV/IBRE, IBGE e BCB

O mesmo padrão de respostas se faz presente nas previsões sobre os juros, apresentadas na Figura 2. Como a pergunta é qualitativa, analisamos as proporções de respostas de aumento e queda para os próximos 6 meses $(t+6)$ concomitantes a taxa Selic no momento da pergunta (t). Novamente parece que o indivíduo se baseia no presente para prever o futuro, pois a maior frequência de expectativas de aumento ocorrem em momentos de alta dos juros, assim como nas quedas[6]. As previsões de desemprego, por sua vez, não mostram nenhum padrão aparente de comparação e acompanham a sazonalidade dos períodos.

Estamos interessados em avaliar a consistência das expectativas por meio dessas previsões, e na próxima seção detalhamos como será feito esse tratamento. O período de análise,

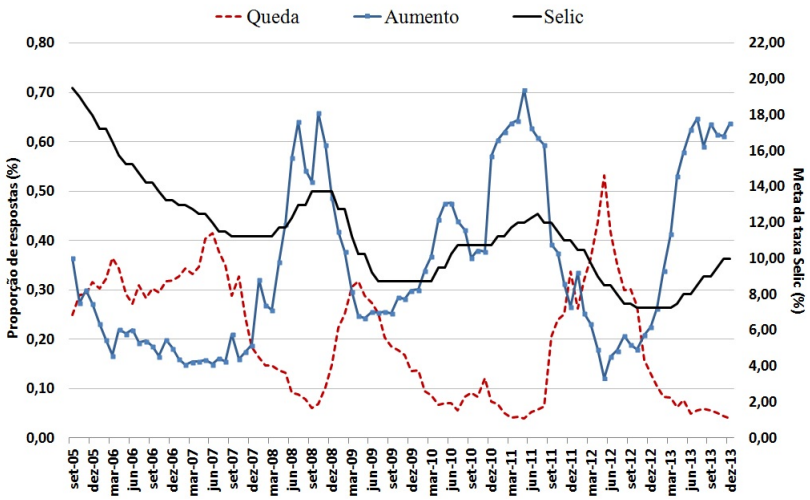
[3] Mediana das expectativas de mercado coletada pela pesquisa Focus do BCB, com base em cerca de 100 economistas e profissionais do mercado financeiro e consultorias semanalmente.

[4] No Anexo propomos uma forma de testar essa hipótese presente em nossos dados, porém o aprofundamento no tema foge do escopo do paper

[5] A média e mediana de previsão do público para todo o período de análise foi de 7.75% e 6%, respectivamente, enquanto a inflação média no período foi de 5.25%.

[6] Não colocamos as previsões de manutenção dos juros para não poluir demais o gráfico, mas segue o mesmo padrão dos outros movimentos, ou seja, aumenta a proporção de previsões de manutenção em períodos em que os juros se mantém estáveis

Figura 2 – Previsões de juros e Selic em t



Fonte: FGV/IBRE e BCB

de Setembro de 2005 à Dezembro de 2013, compreende as gestões de Henrique Meirelles e Alexandre Tombini a frente do Banco Central do Brasil. Como também será observado mais a frente, foi um período marcado por mudanças de comportamento na condução da política monetária, o que pode ter influenciado a formação de expectativas dos agentes sobre as variáveis envolvidas.

Também abordaremos a consistência segundo níveis sociodemográficos de nossa amostra. A pesquisa divide os indivíduos segundo quatro níveis de renda mensal: até R$ 2,100, entre R$ 2,100 e R$ 4,800, entre R$ 4,800 e R$ 9,600 e acima de R$ 9,600. Cinco níveis de escolaridade: sem instrução, primário completo, 1º grau completo, 2º grau completo, superior completo e pós-graduação; além de sexo e idade. No entanto, como veremos na próxima seção, os padrões são homogêneos entre os níveis.

2 Consistência e Política Monetária no Brasil

Nessa seção avaliamos o grau de consistência dos consumidores brasileiros sobre a regra de Taylor, num primeiro momento, e se ocorrem mudanças na formação das expectativas de acordo com a conduta da autoridade monetária. O entendimento do público sobre a política monetária se baseia tanto na compreensão teórica do arcabouço da política como nas ações do banco central dado o ambiente que se insere.

2.1 Consistência sobre a Regra de Taylor

Como já mencionado, ser consistente com a regra de Taylor significa entender a relação causal dos desvios da inflação e atividade sobre os juros. Dessa forma, se o indivíduo faz uma previsão de aumento da inflação e queda do desemprego, para ser consistente no sentido de Taylor deveria prever aumento dos juros, e vice-versa. Por outro lado, formar expectativas não consistentes com a regra de Taylor não significa desconhecimento sobre a política monetária adotada, e por esse motivo também analisaremos o comportamento das expectativas de acordo com as ações do banco central.

A Tabela 2 mostra as previsões de juros condicionais nas previsões de inflação e desemprego, segundo a Sondagem do Consumidor[1]. Cada linha traz as frequências de tais previsões, ou seja, $\mathcal{F}(i|\pi \uparrow, u \downarrow)$ indica que, dentre os consumidores que previram aumento da inflação e queda do desemprego, 32% previram aumento dos juros, 45% manutenção e 23% queda. As colunas dos dados retratam o comportamento do banco central com a Selic nos meses em que a inflação e taxa de desemprego seguiram a direção especificada[2]. Como vemos, independente da previsão das outras variáveis, a grande maioria das previsões de juros é de manutenção, como havíamos observado na Tabela 1, na maior parte dos casos inconsistente com a regra de Taylor. No entanto, os dados realizados se mostram mais em linha com a regra, principalmente nos casos de queda da inflação. Nas duas últimas linhas, vemos um indício de que o BCB obedeceu a regra de Taylor em todos os períodos em que houve simultaneamente queda da inflação e manutenção ou queda do desemprego, correspondentes a 19 meses de nossa amostra.

É fácil notar, no entanto, que uma mudança nas direções de cada variável pode alterar as interpretações. Um ambiente caracterizado por inflação e produto em alta, por exemplo, não

[1] Nesse caso analisamos as previsões com arredondamento de 0.2%, mas o resultados são parecidos para os outros casos.

[2] Para esse caso, a variável categórica de inflação foi construída para seis meses a frente.

Tabela 2 – Frequências condicionais da Sondagem e dados

	Sondagem				Dados			
	$\uparrow$	$\leftrightarrow$	$\downarrow$	#	$\uparrow$	$\leftrightarrow$	$\downarrow$	#
$\mathcal{F}(i\|\pi\uparrow, u\downarrow)$	32.0	44.9	23.1	21,085	53.6	7.1	39.3	28
$\mathcal{F}(i\|\pi\uparrow, u\leftrightarrow)$	33.1	48.6	18.3	56,888	60.0	20.0	20.0	5
$\mathcal{F}(i\|\pi\uparrow, u\uparrow)$	44.2	36.8	19.0	24,439	73.3	-	26.7	15
$\mathcal{F}(i\|\pi\leftrightarrow, u\downarrow)$	29.3	42.5	28.2	3,215	50.0	16.7	33.3	6
$\mathcal{F}(i\|\pi\leftrightarrow, u\leftrightarrow)$	29.5	46.5	24.0	7,383	-	-	-	0
$\mathcal{F}(i\|\pi\leftrightarrow, u\uparrow)$	37.3	35.0	27.7	2,469	50.0	-	50.0	2
$\mathcal{F}(i\|\pi\downarrow, u\downarrow)$	26.5	43.8	29.7	9,774	36.0	-	64.0	25
$\mathcal{F}(i\|\pi\downarrow, u\leftrightarrow)$	31.2	47.5	21.3	20,570	-	-	100	2
$\mathcal{F}(i\|\pi\downarrow, u\uparrow)$	37.7	35.5	26.8	6,941	-	-	100	17

necessariamente torna inconsistente o banco central que opte por aumento de juros, dados seu conjunto de informação e suas perspectivas para o futuro da economia. Teoricamente, a política monetária ótima se daria por um banco central que exercesse volatilidade tal na determinação da taxa de juros quanto fosse necessária para manter a inflação e o produto constantes em seus níveis de equilíbrio. Por esse motivo, se mostra indispensável uma medida bem definida de consistência sobre a regra de Taylor. Drager et al. (2013) caracterizam como previsões consistentes as que apontem simultaneamente: (i) aumento dos juros, aumento da inflação e queda do desemprego; (ii) aumento dos juros acompanhado de aumento da inflação ou queda do desemprego, com a outra variável se mantendo constante; (iii) os mesmos movimentos anteriores em direções opostas para os casos de queda dos juros; (iv) ou ainda, todas as variáveis constantes. Dos 27 casos possíveis, essa especificação considera apenas 7 casos de consistência, o que pode restringir o escopo de análise.

Com o objetivo de melhor analisar as diferentes possibilidades de consistência nas expectativas, definimos três especificações de acordo com as direções esperadas de cada variável no sentido de Taylor. A partir dos microdados, as especificações são somas de cada frequência de respostas. Ao final, cada medida será uma proporção total média de todas as respostas especificadas em relação ao total de previsões. A primeira medida segue a descrição de Drager et al. (2013), citada acima, que chamaremos de Especificação 1, e as outras duas incorporam mais casos a esta[3]. A Especificação 2 considera os casos em que o juros segue direções opostas ao desemprego, de acordo com a regra, e a Especificação 3 adiciona casos de "inconsistência" em relação a inflação ou ao desemprego, separadamente, em ocasiões de

[3] Desejamos apenas relaxar a definição de consistência, pois não é trivial definir uma especificação inquestionável. Inconsistência de uma variável separadamente significa que esta segue uma direção em relação ao juros que seria contrária a especificada por uma regra de Taylor, enquanto a outra variável segue a mesma direção da regra. A terceira especificação, em tese a menos restritiva, considera 13 casos de consistência dentre os 27 possíveis, sendo os outros 14 casos definidos como inconsistentes no sentido de Taylor.

juros constante.

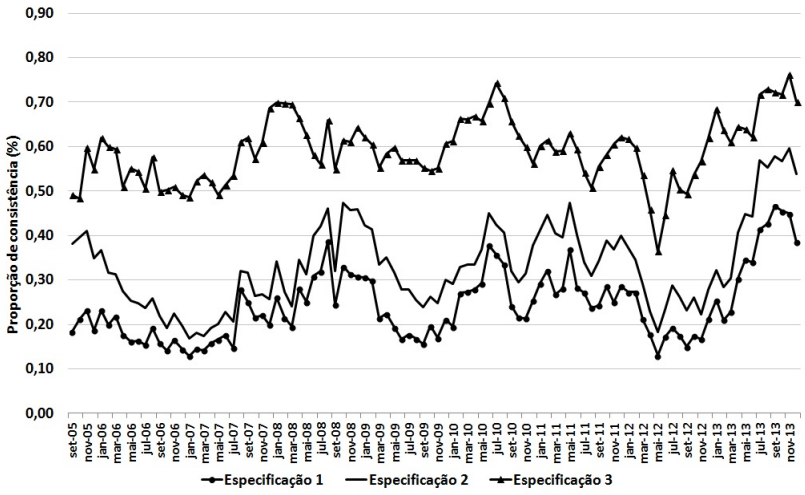
Especificação 1: $F(i\uparrow, \pi\uparrow, u\downarrow) + F(i\uparrow, \pi\uparrow, u\leftrightarrow) + F(i\uparrow, \pi\leftrightarrow, u\downarrow) + F(i\downarrow, \pi\downarrow, u\uparrow) + F(i\downarrow, \pi\leftrightarrow, u\uparrow) + F(i\downarrow, \pi\downarrow, u\leftrightarrow) + F(i\leftrightarrow, \pi\leftrightarrow, u\leftrightarrow)$

Especificação 2: Especificação 1 + $F(i\uparrow, \pi\uparrow, u\uparrow) + F(i\downarrow, \pi\downarrow, u\downarrow)$

Especificação 3: Especificação 2 + $F(i\leftrightarrow, \pi\leftrightarrow, u\uparrow) + F(i\leftrightarrow, \pi\leftrightarrow, u\downarrow) + F(i\leftrightarrow, \pi\uparrow, u\leftrightarrow) + F(i\leftrightarrow, \pi\downarrow, u\leftrightarrow)$

A Figura 3 mostra que as três especificações apresentam padrões semelhantes no período analisado, e quanto mais casos incorporamos à definição de consistência maior o nível desta no gráfico. A Especificação 3 oscila em torno de uma média de 60%, indicando um razoável número de respostas consistentes[4], segundo nossa medida, em relação ao total de respostas no período considerado. Apesar de oscilações em geral, chama atenção a forte queda na consistência média do público em 2012, evidenciada pelas três especificações.

Figura 3 – Especificações de consistência do público



Fonte: IBRE/FGV

2.1.1 MQO nas expectativas

As frequências da Tabela 2, apesar de indicarem uma certa inconsistência do público, não nos permitem uma conclusão muito apurada. Para verificar empiricamente se as expectativas

[4] Daqui em diante será usada apenas essa especificação para as análises e estimações. Na maioria dos casos, os mesmos testes realizados para as especificações 1 e 2 apontaram resultados semelhantes.

dos indivíduos seguem uma regra de Taylor estimamos a seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)[5]:

$$E_t(\Delta i_{t,t+6}) = \alpha_0 + \alpha_1 E_t(\Delta \pi_{t,t+12}) + \alpha_2 E_t(\Delta u_{t,t+6}) + \varepsilon \tag{2.1}$$

onde $E_t(\Delta i_{t,t+6})$, $E_t(\Delta \pi_{t,t+12})$[6]. e $E_t(\Delta u_{t,t+6})$ são as previsões empilhadas dos indivíduos em t sobre a direção dos juros, inflação e desemprego, respectivamente, e ε o termo de erro. Também fizemos estimações adicionais incorporando o arredondamento de 0.2% nas previsões $E_t(\Delta \pi_{t,t+12})^{0.2}$ e a previsão numérica de inflação $E_t(\pi_{t+12})$. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Regra de Taylor nas expectativas

	Variável dependente: $E_t(\Delta i_{t,t+6})$		
Variáveis	**(1)**	**(2)**	**(3)**
Constante	0.1215***	0.1220***	0.0800***
	(0.0013)	(0.0014)	(0.0056)
$E_t(\Delta u_{t,t+6})$	0.0436***	0.0437***	0.0418***
	(0.0040)	(0.0040)	(0.0040)
$E_t(\Delta \pi_{t,t+12})$	0.0156***		
	(0.0030)		
$E_t(\Delta \pi_{t,t+12})^{0.2}$		0.0144***	
		(0.0034)	
$E_t(\pi_{t+12})$			0.0062***
			(0.0007)
Observações	152,743	152,743	152,743
R^2	0.002	0.002	0.005
Clusters	14,298	14,298	14,298

Erros-padrão robustos ao *clustering* entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Podemos observar que as expectativas de inflação exercem um efeito positivo e significativo nas previsões de juros, mesmo considerando o arredondamento e a previsão em número, resultado em linha com a regra de Taylor. Por outro lado, o sinal do efeito das expectativas de desemprego segue a mesma direção, não obedecendo a regra. Uma possível explicação é

[5] A estimação foi feita com efeitos fixos ao nível do indivíduo e os resultados são robustos ao *clustering* dos erros-padrão também ao nível do indivíduo.

[6] Usando a variável categórica de inflação construída por meio da diferença entre a previsão do indivíduo em t para $t + 12$ e o IPCA acumulado no momento da pergunta t.

o fato do BCB seguir uma regra de metas de inflação estrita, o que pode fazer com que os agentes apenas compreendam a resposta da política às variações nos preços. Além disso, no período considerado observamos certa dissociação da taxa de desemprego da série de produto. Nos anos considerados o desemprego se caracterizou por sucessivas quedas e variação acíclica, imune a choques que afetaram a economia brasileira, o que de certa forma prejudica esse tipo de análise.

Ao estimar a Regra de Taylor nos moldes da equação 2.1 para os dados realizados observamos os mesmos sinais da Sondagem para o efeito da inflação e desemprego, como mostra a Tabela 4. Para o caso do desemprego, a variável em nível e em primeira diferença apresentou sinal positivo ou insignificante, porém nas diferenças de 6 e 12 meses foi negativo e significativo. Por um lado, esse fato aponta que o banco central agiu em linha com a regra de Taylor pelo lado da inflação e o público parece entender corretamente a relação. Além disso, novamente nos leva a crer que a taxa de desemprego não é um bom parâmetro para avaliar a reação em relação a atividade, pelos motivos enunciados acima, e com isso não podemos concluir que houve falha de percepção do público para essa variável no contexto da regra de Taylor.

Também realizamos a estimação de 2.1 separada por níveis de renda e escolaridade. Analisamos as expectativas de indivíduos com renda abaixo de R$ 2.100 e acima de R$ 9.600, assim como indivíduos com escolaridade até o 1º grau completo, até o superior completo e pelo menos superior completo. Os resultados nas Tabelas 5, 6 e 7 mostram pouca heterogeneidade na consistência das expectativas quando consideramos as diferenças sociodemográficas. Apesar de certas diferenças de magnitude entre os perfis, tanto as expectativas de inflação como as de desemprego exercem um efeito positivo e significativo nas previsões de juros. Dessa forma, não podemos concluir que indivíduos mais escolarizados ou de mais alta renda entendem mais a regra de Taylor do que os demais, além de que todos os perfis apresentam "inconsistência" nas expectativas de desemprego no arcabouço da regra (coeficiente positivo).

Tabela 4 – Regra de Taylor nos dados

	Var. dep.: i_t	Var. dep.: $\Delta i_{t,t-1}$	Var. dep.: $\Delta i_{t,t-6}$	
Variáveis	**(1)**	**(2)**	**(3)**	**(4)**
Constante	-8.3911***	-0.1038***	0.0302	0.0273
	(1.7066)	(0.0395)	(0.4937)	(0.4936)
π_{t-1}	1.4587***			
	(0.1914)			
u_{t-1}	1.6087***			
	(0.1193)			
$\Delta\pi_{t,t-1}$		0.5182***		
		(0.1528)		
$\Delta u_{t,t-1}$		-0.1345		
		(0.0898)		
$\Delta\pi_{t,t-12}$			-0.0014	
			(0.0042)	
$\Delta u_{t,t-6}$			-0.2174***	-0.2262***
			(0.0741)	(0.0728)
$\Delta\pi_{t,t-6}$				0.0848
				(0.2103)
Observações	100	100	100	100
R^2	0.6526	0.1218	0.0902	0.0906

Erro-padrão em parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 6 – Regra de Taylor nas expectativas separado por escolaridade

Variáveis	Até 1º Grau incompleto			Pelo menos superior completo		
Constante	0.1840***	0.1843***	0.1931***	0.0905***	0.0908***	0.0164
	(0.0069)	(0.0072)	(0.0174)	(0.0016)	(0.0018)	(0.0103)
$E_t(\Delta u_{t,t+6})$	0.0417**	0.0418**	0.0425**	0.0424***	0.0425***	0.0392***
	(0.0191)	(0.0190)	(0.0191)	(0.0051)	(0.0051)	(0.0051)
$E_t(\Delta\pi_{t,t+12})$	0.0148			0.0160***		
	(0.0144)			(0.0040)		
$E_t(\Delta\pi_{t,t+12})^{0.2}$		0.0140			0.0153***	
		(0.0150)			(0.0045)	
$E_t(\pi_{t+12})$			-0.0002			0.0110***
			(0.0019)			(0.0014)
Observações	5,368	5,368	5,368	94,358	94,358	94,358
R^2	0.002	0.002	0.019	0.002	0.002	0.008
Clusters	1,112	1,112	1,112	10,012	10,012	10,012

Erros-padrão robustos ao *clustering* entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 5 – Regra de Taylor nas expectativas separado por renda

Variáveis	Baixa Renda			Alta Renda		
Constante	0.1949***	0.1944***	0.1778***	0.0541***	0.0538***	-0.0109
	(0.0030)	(0.0033)	(0.0067)	(0.0022)	(0.0024)	(0.0274)
$E_t(\Delta u_{t,t+6})$	0.0603***	0.0603***	0.0593***	0.0381***	0.0382***	0.0362***
	(0.0078)	(0.0078)	(0.0078)	(0.0072)	(0.0073)	(0.0073)
$E_t(\Delta \pi_{t,t+12})$	0.0185***			0.0256***		
	(0.0062)			(0.0057)		
$E_t(\Delta \pi_{t,t+12})^{0.2}$		0.0193***			0.0263***	
		(0.0066)			(0.0064)	
$E_t(\pi_{t+12})$			0.0029***			0.0108***
			(0.0007)			(0.0040)
Observações	30,169	30,169	30,169	43,493	43,493	43,493
R^2	0.004	0.004	0.005	0.002	0.002	0.007
Clusters	4,265	4,265	4,265	4,610	4,610	4,610

Erros-padrão robustos ao *clustering* entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 7 – Regra de Taylor nas expectativas separado por escolaridade

Variáveis	Até superior incompleto			Pelo menos superior completo		
Constante	0.1732***	0.1741***	0.1524***	0.0905***	0.0908***	0.0164
	(0.0022)	(0.0024)	(0.0050)	(0.0016)	(0.0018)	(0.0103)
$E_t(\Delta u_{t,t+6})$	0.0464***	0.0465***	0.0457***	0.0424***	0.0425***	0.0392***
	(0.0061)	(0.0061)	(0.0061)	(0.0051)	(0.0051)	(0.0051)
$E_t(\Delta \pi_{t,t+12})$	0.0115**			0.0160***		
	(0.0046)			(0.0040)		
$E_t(\Delta \pi_{t,t+12})^{0.2}$		0.0096*			0.0153***	
		(0.0051)			(0.0045)	
$E_t(\pi_{t+12})$			0.0031***			0.0110***
			(0.0006)			(0.0014)
Observações	58,385	58,385	58,385	94,358	94,358	94,358
R^2	0.002	0.0021	0.004	0.002	0.002	0.008
Clusters	6,765	6,765	6,765	10,012	10,012	10,012

Erros-padrão robustos ao *clustering* entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2.1.2 Carvalho e Nechio (2014): Efeitos Parciais

Alternativamente, utilizamos a abordagem de Carvalho e Nechio (2014) para verificar se os resultados anteriores se mantém. Os autores propõe um método particular para testar se os consumidores entendem os princípios básicos da regra de Taylor. Com base nas frequências condicionais sobre as previsões dos consumidores apresentadas na Tabela 2, definimos os efeitos parciais da inflação e desemprego abaixo, onde a hipótese nula corresponde a uma desigualdade que viola a regra de Taylor. Logo, rejeição da hipótese nula leva a evidências de que o efeito parcial testado segue a regra.

A vantagem desse método é que, ao levar em conta apenas a distribuição condicional especificada, permite assimetrias nas respostas em relação aos casos não considerados. Dessa forma, podemos analisar melhor se os efeitos parciais obedecem a regra ao focar apenas em um caso específico, cada uma das desigualdades abaixo.

Efeitos Parciais da Inflação:

$H_0 : \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \downarrow, u \downarrow) \geq \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \uparrow, u \downarrow)$

$H_0 : \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \downarrow, u \uparrow) \geq \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \uparrow, u \uparrow)$

$H_0 : \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \uparrow, u \downarrow) \geq \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \downarrow, u \downarrow)$

$H_0 : \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \uparrow, u \uparrow) \geq \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \downarrow, u \uparrow)$

Efeitos Parciais do Desemprego:

$H_0 : \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \downarrow, u \uparrow) \geq \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \downarrow, u \downarrow)$

$H_0 : \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \uparrow, u \uparrow) \geq \mathcal{F}(i \uparrow | \pi \uparrow, u \downarrow)$

$H_0 : \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \downarrow, u \downarrow) \geq \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \downarrow, u \uparrow)$

$H_0 : \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \uparrow, u \downarrow) \geq \mathcal{F}(i \downarrow | \pi \uparrow, u \uparrow)$

Pela Tabela 8 podemos ver que os efeitos parciais da inflação obedecem os princípios básicos da regra de Taylor para os dados na maioria dos casos, pois rejeitamos a hipótese nula em três dos quatro casos à 5% de significância[7]. Os efeitos parciais do desemprego violam a regra de Taylor em dois casos em que não se rejeita a hipótese nula.

[7] No entanto, deve ser levada em conta que a simetria da distribuição torna o segundo e quarto casos os mesmos

Tabela 8 – Efeitos Parciais nos Dados

Efeitos Parciais da Inflação		
Hipótese Nula	dif. média	p-valor
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)$	-0.1250	0.1717
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)$	-0.5912	0.0000
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)$	-0.2303	0.0397
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)$	-0.5912	0.0000
Efeitos Parciais do Desemprego		
Hipótese Nula	dif. média	p-valor
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)$	-0.3161	0.0099
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)$	0.1500	0.8585
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)$	-0.3162	0.0099
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)$	0.0447	0.6280

Em relação a Sondagem do Consumidor, a Tabela 9 mostra que todos os efeitos parciais da inflação seguem os princípios básicos da regra de Taylor e são estatisticamente significantes aos níveis usuais. Isso significa que a consistência média do público, de acordo com as especificações na desigualdade, é maior nos casos que obedecem a regra. Por outro lado, os efeitos parciais do desemprego seguem uma direção contrária. Em todos os casos não rejeitamos a hipótese nula, ou seja, não obedecem a regra.

Tabela 9 – Efeitos Parciais na Sondagem

Efeitos Parciais da Inflação		
Hipótese Nula	dif. média	p-valor
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)$	-0.1039	0.0000
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)$	-0.1031	0.0000
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)$	-0.1222	0.0000
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)$	-0.0846	0.0000
Efeitos Parciais do Desemprego		
Hipótese Nula	dif. média	p-valor
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)$	0.1405	1.0000
$\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)\geq\mathcal{F}(i\uparrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)$	0.1396	1.0000
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\downarrow,u\uparrow)$	0.0923	1.0000
$\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\downarrow)\geq\mathcal{F}(i\downarrow\|\pi\uparrow,u\uparrow)$	0.0547	1.0000

Nossos resultados foram semelhantes aos encontrados pelos autores para o consumidor norte-americano. O consumidor brasileiro parece entender as relações entre a inflação e taxa

de juros no arcabouço da regra de Taylor, porém não parece captar corretamente a relação entre desemprego e juros, resultado que pode ter sido influenciado pela particularidade da taxa de desemprego no período e pelo regime adotado pelo Banco Central do Brasil, como mencionado anteriormente.

É importante considerar os possíveis problemas de endogeneidade que podem surgir ao se utilizar esse método. No caso em que choques monetários influenciem a determinação endógena da inflação e do desemprego, as estimações podem se tornar viesadas e modificar a interpretação causal correta entre as variáveis. Os autores argumentam, no entanto, que além desses choques não terem grandes efeitos para o caso americano, o viés causado não modificou os sinais dos parâmetros considerados, apenas a magnitude, não alterando as conclusões principais[8].

2.2 Consistência e o Banco Central

O entendimento sobre a política monetária não passa apenas pelo campo teórico, também compreende as ações do banco central dado o ambiente econômico que se insere. Nessa seção analisamos a evolução da consistência dos consumidores de acordo a política monetária adotada pelo Banco Central do Brasil no período analisado. Com isso, podemos comparar o comportamento de ambos no período como forma de identificar se os consumidores acompanham a condução da política monetária no Brasil. Inicialmente utilizamos as mesmas especificações de consistência usadas para o consumidor dessa vez para autoridade monetária, e em seguida fazemos uma análise alternativa por meio de uma função de reação.

Como estamos analisando expectativas em relação a uma regra teórica de política monetária, nos parece essencial verificar as ações da autoridade monetária no período, pois diferentes orientações de política podem influenciar as previsões dos agentes. A aplicação das mesmas medidas usadas na Seção 2.1 para o caso da autoridade monetária, no entanto, possui uma interpretação distinta, pois passamos a observar dados realizados em vez de expectativas. Inicialmente, observamos as direções das variáveis em relação ao futuro. Nesse caso, ao comparar a consistência do BCB com a do consumidor, estamos supondo que o público pode estar antecipando as ações do banco central e desse modo incorpora em suas previsões um possível desvio da regra de Taylor, hipótese mais próxima de expectativas racionais. Por outro lado, se analisarmos a direção das variáveis em relação ao seu passado e fizermos o mesmo exercício de comparação com os consumidores, assumimos que estes levam

[8] Os autores simulam um modelo DSGE para a economia a americana e aplicam os mesmos testes para comprovar esse argumento. Encontram que choques de política monetária explicam apenas 7.6% das variações na inflação e 6.5% do desemprego.

em conta apenas as decisões passadas de política monetária na formação de expectativas, mais em linha com expectativas adaptativas. Serão consideradas as duas formas, ou seja, as variações da Selic, inflação e desemprego com base em t em relação à $t + 6$ ou $t - 6$.

No primeiro caso, que leva em conta a variação em relação a $t+6$, a medida denuncia que o BCB desviou da regra de Taylor em três períodos: Dezembro/2006 à Setembro/2007, Março à Setembro/2012 e Janeiro à Agosto/2013. A medida que leva em conta as ações do BCB em relação ao passado, por sua vez, indica que houve desvio da regra nos períodos: Maio/2007 à Março/2008, Setembro/2012 à Março/2013 e Agosto à Dezembro/2013. É evidente que estamos tratando da mesma medida apenas deslocada alguns períodos de tempo, porém o objetivo é tentar capturar diferentes ângulos pelos quais o público observa a política monetária para formação de suas expectativas.

Uma método simples de entender se o consumidor brasileiro percebe os movimentos da política monetária ao longo do tempo é verificar se ocorrem mudanças de expectativa nos períodos em que o banco central muda de comportamento. Para quantificar esse efeito, propomos um teste estatístico que compara a consistência média dos consumidores nos períodos em que o BCB desviou da regra em relação aos outros meses. Seja BC uma variável binária que assume o valor 1 se no mês considerado o banco central agiu em linha com a regra e 0 caso contrário, e M_{BC} a proporção média de pessoas consistentes no período, desejamos testar:

H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$

H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$

Ou, num teste monocaudal:

H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$

H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$

A Tabela 10 mostra os resultados com as variações em relação ao futuro das variáveis. Vemos uma diferença significativa na consistência média do público nesses meses, pois é rejeitada a hipótese que a consistência permaneceu igual entre esses períodos até o nível de significância de 1%. Esse resultado nos dá evidência de que o público muda sua percepção sobre a política monetária nos momentos iniciais de períodos que o BCB desvia da regra de Taylor. Nessa linha, os consumidores estariam antecipando a mudança de postura da autoridade monetária e incorporando às expectativas futuras sobre as variáveis envolvidas.

A Tabela 11 mostra os resultados do teste adotando a medida que analisa o passado das ações do banco central para determinar os desvios da regra de Taylor. Nesse caso, a

Tabela 10 – Diferença na consistência do público para o futuro

Grupos	#Obs	Média	E.P.	D.P.
$M_{BC=0}$	25	0.5583	0.0179	0.0893
$M_{BC=1}$	75	0.6034	0.0073	0.0631
Todos	100	0.5921	0.0073	0.0727
$M_{BC=0} - M_{BC=1}$		-0.0451	0.0163	
Teste	t-Stat	g.l.	p-valor	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$	-2.7755	98	0.0033	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$	-2.7755	98	0.0066	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} > M_{BC=1}$	-2.7755	98	0.9967	

consistência média do público nos supostos meses de desvio é até maior do que nos outros meses, e o teste não rejeita a hipótese nula no teste monocaudal. Ou seja, se o público leva em conta apenas o passado na formação de expectativas sobre o futuro da política monetária, um desvio da regra de Taylor nos meses imediatamente antes da previsão causa diferença na consistência dos consumidores, porém não queda. Uma possível explicação para esse resultado é que, logo após os desvios, os indivíduos passem a esperar uma correção de postura da autoridade monetária nos meses seguintes, de forma a compensar a mudança de conduta.

Tabela 11 – Diferença na consistência do público olhando o passado

Grupos	#Obs	Média	E.P.	D.P.
$M_{BC=0}$	23	0.6407	0.0162	0.0775
$M_{BC=1}$	77	0.5776	0.0074	0.0650
Todos	100	0.5921	0.0073	0.0727
$M_{BC=0} - M_{BC=1}$		0.0631	0.0162	
Teste	t-Stat	g.l.	p-valor	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$	3.9068	98	0.9999	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$	3.9068	98	0.0002	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} > M_{BC=1}$	3.9068	98	0.0001	

2.2.1 Função de Reação do Banco Central e desvios

A desvantagem de analisar o comportamento do banco central por meio dessas medidas é que não estamos levando em conta o nível das variáveis, e com isso a variação de cada uma delas em relação ao seu valor de equilíbrio, análise de fundamental importância para o banco central. Além disso, assim como os efeitos parciais de Carvalho e Nechio (2014), esse método não nos permite impor uma estrutura de distribuição nos dados para fazer inferência.

No intuito de não apenas focar em uma medida previamente definida e fazer uso de um método mais comum na literatura para avaliar as ações da autoridade monetária, estimaremos uma Função de Reação do Branco Central (FRBC) da seguinte forma:

$$i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1-\alpha_1)(\alpha_2 + \alpha_3(E_t\pi_{t+12} - \pi_t^*) + \alpha_4 y_{t-2}) + \varepsilon \tag{2.2}$$

onde i é a meta da taxa Selic determinada pela autoridade monetária, $E_t\pi_{t+12}$ é a expectativa de inflação para os próximos 12 meses, π^* é a meta de inflação, y_{t-2} é o hiato do produto e ε o termo de erro.

Como estamos utilizando dados mensais na estimação, por construção a variável dos juros terá forte dependência entre as defasagens, pois é o instrumento de política determinado nas reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM), que acontecem a cada 45 dias[9]. A presença da variável defasada entre os regressores se deve pela hipótese de que o banco

[9] Uma forma de corrigir o é adotar as reuniões como *time period*, mas não o faremos por enquanto.

central deseja realizar oscilações suaves nos juros, e com isso o parâmetro α_1 oscilará dentro do intervalo (0,1).

A variável de desvio das expectativas em relação a meta de inflação será feita usando as previsões do relatório Focus para a inflação doze meses a frente. Mais a frente, quando fizermos a estimação para anos anteriores a 2005, período em que a meta de inflação muda, modificaremos o cálculo dessa variável de acordo com o método utilizado em Minella et al. (2003)[10], que pondera os desvios de acordo com o mês em que é feita a previsão.

No cálculo do hiato do produto, utilizaremos a série de produção industrial, por ser uma série mensal, e calculamos o hiato por meio do Filtro Hodrick-Prescott. A série está defasada em dois meses por conta de datas de divulgação da pesquisa.

Como exercício adicional, para identificar possíveis mudanças de postura da autoridade monetária em sub-períodos de nossa amostra, estimamos a mesma equação 2.2 separada em janelas de tempo de 40 observações (meses), de forma que em cada janela repetimos as 20 últimas observações da janela anterior. Com isso, os sub-períodos usados são: Set/05 à Dez/08, Mai/2007 à Ago/2010, Jan/2009 à Abr/2012 e Set/2010 à Dez/13.

A Tabela 13 mostra os resultados da estimação de uma regra de Taylor simples para o Banco Central do Brasil de Setembro de 2005 à Dezembro de 2013 e cada janela pela ordem acima. Como podemos ver, a variável de inflação não é significativa no período integral, enquanto o componente defasado da Selic mostra uma forte inércia nos juros, pelo problema apontado anteriormente, que resulta numa maior estrutura de autocorrelação na série. O hiato também tem sinal significativo e dentro do esperado na estimação.

Analisando os resultados das janelas, vemos que o BCB mudou a orientação da política monetária entre os sub-períodos. A não significância do coeficiente do hiato no período de setembro de 2005 à dezembro de 2008 indica que a autoridade monetária parece não ter agido em linha com os princípios da regra de Taylor em relação a atividade no período. É importante lembrar, contudo, que essa atitude não significa incoerência, pois teoricamente o BCB segue um sistema de metas de inflação estrito. Em seguida, os resultados para a terceira e quarta janelas mostram que a partir de 2009 houve significativa maior tolerância a desvios inflacionários em relação a meta, período que compreende o final do mandato de Henrique Meirelles e grande parte de Alexandre Tombini.

[10] Segundo os autores, a variável de desvio das expectativas de inflação deve ser modelada da seguinte forma:

$$D_j = \frac{(12-j)}{12}(E_j\pi_t - \pi_t^*) + \frac{j}{12}(E_j\pi_{t+1} - \pi_{t+1}^*)$$

onde D_t é a medida de desvio da expectativa em relação a meta, j é o índice do mês e t o índice de tempo anual.

Tabela 12 – Função de Reação do Banco Central em janelas

Variáveis	**(1)**	**(1ª J)**	**(2ª J)**	**(3ª J)**	**(4ª J)**
Constante	0.4773***	1.4222***	1.1230***	0,8857	0.5510
	(0.1473)	(0.3590)	(0.3947)	(0.5718)	(0.3469)
$Selic_{t-1}$	0.9491***	0.8922***	0.8954***	0.9172***	0.9266***
	(0.0119)	(0.0233)	(0.0353)	(0.0595)	(0.0262)
$E_t\pi_{t+12} - \pi^*$	0.0137	0.4101***	0.2514**	-0.1177	0.0726
	(0.0517)	(0.1113)	(0.1170)	(0.1967)	(0.1577)
y_{t-2}	0.0609***	-0.0086	0.0490***	0.0666***	0.1308***
	(0.008859)	(0.0236)	(0.0112)	(0.0181)	(0.0214)
Observações	100	40	40	40	40
R^2 Ajustado	0.9871	0.9894	0.9541	0.9176	0.9797

Erro-padrão entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tomando a primeira e as duas últimas janelas separadamente como períodos de "desvio do BCB", aplicamos o mesmo teste de diferença de médias para verificar se houve mudança na formação de expectativas do público entre os períodos. As Tabelas 13 e 14 mostram os resultados desse teste em relação às demais[11]. Enquanto na primeira janela parece haver diferença na consistência média ao nível de 5% de significância, na quarta janela não rejeitamos a hipótese nula de que as médias nos períodos são iguais, resultado fora do esperado dada a forte queda na consistência verificada em 2012.

Apesar do resultado significativo, os dados nos mostram que os períodos de desvios parecem ter sido bem mais pontuais do que janelas inteiras de 40 meses, como aponta a Figura 5 no Anexo. Segundo Balbino, Colla e Teles (2011), o BCB manteve o mesmo padrão de comportamento na condução da política monetária entre 1999 e 2009. Dessa forma, o desvio da regra de Taylor observado na Tabela 12 parece se concentrar com maior intensidade em meados de 2011, período em que o BCB iniciou um ciclo queda dos juros mesmo com a inflação crescente e próxima do teto da meta.

Se fizermos a estimação da função de reação desde 2002, período que compreende boa parte do regime de metas de inflação iniciado na gestão Armínio Fraga, é evidente a mudança de postura da gestão Tombini. Na Tabela 15, a coluna (1) mostra os resultados da estimação

[11] Os resultados da terceira janela seguem os da quarta.

Tabela 13 – Teste de diferença de médias da consistência do público na primeira janela

Grupos	#Obs	Média	E.P.	D.P.
$M_{BC=0}$	40	0.5733	0.0104	0.0655
$M_{BC=1}$	60	0.6047	0.0097	0.0751
Todos	100	0.5921	0.0073	0.0727
$M_{BC=0} - M_{BC=1}$		-0.0313	0.0146	
Teste	t-Stat	g.l.	p-valor	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$	-2.1493	98	0.0170	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$	-2.1493	98	0.0341	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} > M_{BC=1}$	-2.1493	98	0.9830	

Tabela 14 – Teste de diferença de médias da consistência do público na quarta janela

Grupos	#Obs	Média	E.P.	D.P.
$M_{BC=0}$	40	0.5986	0.0130	0.0820
$M_{BC=1}$	60	0.5878	0.0085	0.0662
Todos	100	0.5921	0.0073	0.0727
$M_{BC=0} - M_{BC=1}$		0.0108	0.0149	
Teste	t-Stat	g.l.	p-valor	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$	0.7232	98	0.7644	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$	0.7232	98	0.4713	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} > M_{BC=1}$	0.7232	98	0.2356	

para Jan/2002 à Dez/2013, a coluna (2) para Jan/2002 à Jul/2011 e a coluna (3) para Ago/2011[12] á Dez/2013. Os resultados mostram que até 2011 o BCB seguiu uma regra de Taylor simples na condução da política monetária, mas a partir de 2011 houve um desvio dessa regra na relação dos juros com a inflação, como era esperado, e maior peso dado a relação com a atividade.

[12] Mês de início do ciclo de queda dos juros.

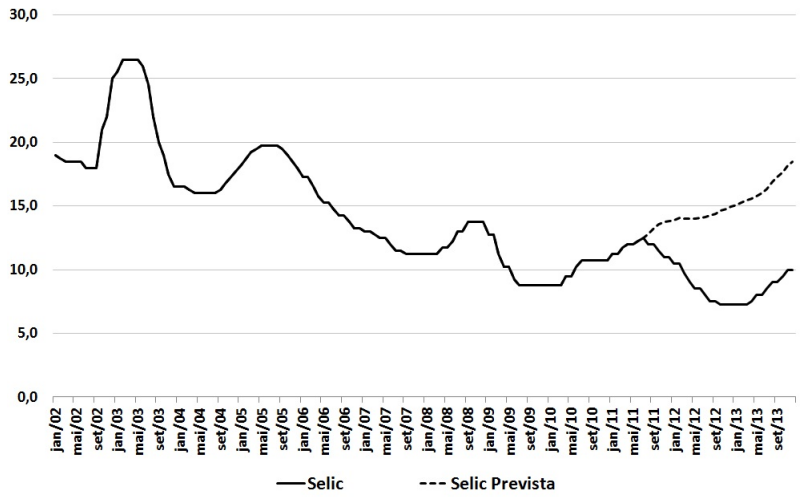
Tabela 15 – Desvio do BCB em 2011

Variáveis	**(1)**	**(2)**	**(3)**
Constante	-0.0066	0.3162	0.4359
	(0.1410)	(0.1966)	(0.3458)
$Selic_{t-1}$	0.9894***	0.9700***	0.9016***
	(0.0096)	(0.0129)	(0.0268)
$E_t\pi_{t+12} - \pi^*$	0.2072***	0.3065***	0.3417
	(0.0545)	(0.0690)	(0.2062)
y_{t-2}	0.0720***	0,0617***	0.1023***
	(0.0143)	(0.0159)	(0.0274)
Observations	142	113	29
R^2 Ajustado	0.9870	0.9841	0.9766

Erro-padrão entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A Figura 4 mostra a projeção da meta da taxa Selic a partir de Agosto de 2011, mês de início do ciclo de queda dos juros, com base na estimação mostrada na coluna (2) da Tabela 15. Se o BCB tivesse mantido o mesmo comportamento na condução da política monetária adotado desde 2002, a determinação do instrumento dos juros deveria ter sido rigorosamente mais restritiva a desvios inflacionários, o que mostra que a gestão Tombini desviou da regra utilizada na média até então.

Figura 4 – Desvio do BCB a partir de 2011



Fonte: BCB e elaboração própria

Não obstante, esse foi o período em que a consistência média do público atingiu seu menor patamar. As Tabelas 16 e 17 apresentam os resultados para o teste de diferença da consistência média nos períodos de Ago/2011 à Mar/2013, início do ciclo de queda da Selic até o primeiro mês da reversão para alta, e Ago/2011 à Out/2012, início da queda até a estabilização da taxa. Nos dois casos vemos que há diferença significativa na consistência média do público nesses períodos, principalmente no segundo caso, onde se têm o desvio mais claro da regra de Taylor.

Como o banco central adotou um comportamento mais *dovish* até o início de 2013, nós acreditamos que foi o principal motivador da queda na consistência do público evidenciada nesse período, com maior magnitude em 2012. Não só pela mudança de postura em relação ao passado, mas também pela desobediência à regra teórica de política monetária, o BCB provocou um desalinhamento nas expectativas dos agentes no período, o que pode ter prejudicado o canal de transmissão e com isso a eficiência da política.

Tabela 16 – Diferença da consistência média do público em Ago/2011 à Mar/2013

Grupos	#Obs	Média	E.P.	D.P.
$M_{BC=0}$	20	0.5544	0.0171	0.0765
$M_{BC=1}$	80	0.6016	0.0077	0.0691
Todos	100	0.5921	0.0073	0.0727
$M_{BC=0} - M_{BC=1}$		-0.0472	0.0177	
Teste	t-Stat	g.l.	p-valor	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$	-2.6766	98	0.0044	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$	-2.6766	98	0.0087	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} > M_{BC=1}$	-2.6766	98	0.9956	

Tabela 17 – Diferença da consistência média do público em Ago/2011 à Out/2012

Grupos	#Obs	Média	E.P.	D.P.
$M_{BC=0}$	15	0.5312	0.0185	0.0717
$M_{BC=1}$	85	0.6029	0.0074	0.0678
Todos	100	0.5921	0.0073	0.0727
$M_{BC=0} - M_{BC=1}$		-0.0716	0.0192	
Teste	t-Stat	g.l.	p-valor	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} < M_{BC=1}$	-3.7403	98	0.0002	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} \neq M_{BC=1}$	-3.7403	98	0.0003	
H_0: $M_{BC=0} = M_{BC=1}$ H_a: $M_{BC=0} > M_{BC=1}$	-3.7403	98	0.9998	

Conclusão

Nesse trabalho investigamos se os consumidores brasileiros entendem a condução da política monetária do Banco Central do Brasil ao analisar a evolução da consistência das expectativas sobre a regra de Taylor. Apesar dos grandes avanços recentes na literatura sobre política monetária em geral, existem poucas evidências quando se trata de expectativas do público sobre agregados macroeconômicos, a despeito da importância desse agente na determinação de preços na economia e na sustentação política que este provém para a independência do banco central por meio do processo democrático.

A partir do trabalho de Carvalho e Nechio (2014), redirecionamos o enfoque para o comportamento das expectativas no Brasil a partir de desvios do banco central no período de 2005 a 2013. Inicialmente, assim como para o caso dos EUA, encontramos evidência de que o consumidor brasileiro captura corretamente a relação entre juros e inflação no arcabouço da regra de Taylor, o que não acontece no caso do desemprego, provavelmente por características específicas dessa série verificadas nos últimos anos e o regime de política monetária adotado no Brasil.

Uma vez que estamos avaliando expectativas em relação a uma regra teórica de política, é de se esperar que mudanças de comportamento da autoridade monetária exerçam impacto direto sobre o entendimento dos indivíduos. Nossos resultados também mostram que houve uma queda significativa na consistência média das expectativas nos períodos em que o BCB desviou da regra, ou assumiu uma postura mais tolerante a desvios inflacionários. Prováveis consequências para esses fatos vão desde a a perda de credibilidade até a deterioração do mecanismo de transmissão da política.

Apesar das conclusões apresentadas, entendemos que uma limitação desse trabalho é a ausência de uma interpretação causal sobre a queda de consistência dos consumidores pelo desvio do banco central, que pode ter sido influenciada por fatores exógenos não considerados. Não obstante, acreditamos que este seja um tema para pesquisas futuras a partir dos dados analisados.

Bibliografia

Balbino, C. E., Colla, E., Teles, V. K. (2011). "A Política Monetária Brasileira sob o Regime de Metas de Inflação". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 65(2), 113-126.

Bernanke, B. (2010). "Monetary Policy Objectives and Tools in a Low-Inflation Environment", Speech at the Federal Reserve Bank of Boston. *Revisiting Monetary Policy in a Low-Inflation Environment Conference*.

Blinder, A. S., Ehrman, M., Fratzscher, M., De Haan, J. and Jansen, D-J. (2008). "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence". *ECB Working Paper Series* nº 898.

Branch, W. A. (2004). "The theory of rationally heterogeneous expectations: Evidence from survey data on inflation expectations". *Economic Journal*, 114(497), 592-621.

Branch, W. A. (2007). "Sticky information and model uncertainty in survey data on inflation expectations". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31 (1), 245-276.

Carroll, C. (2003). "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters". *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 118(1), 269-298.

Carvalho, F., Minella, A. (2012). "Survey forecasts in Brazil: A prismatic assessment of epidemology, performance, and determinants". *Journal of International Money and Finance*, 31: 1371-1391.

Carvalho, C. and Nechio, F. (2014). "Do People Understand Monetary Policy ?" *Journal of Monetary Economics vol. 66*, 108-123.

Coibion, O., Y. Gorodnichenko (2012). "What Can Survey Forecasts Tell Us About Information Rigidities?". *Journal of Political Economy*, 120(1), 116-159.

Drager, L., Lamla, M. J. and Pfajfar, D. (2013). "Are Consumers Expectations Theory-Consistent ? The Role of Macroeconomic Determinants and Central Bank Communication".

KOF Working Papers nº 345.

Mankiw, N. G., Reis, R., Wolfers, J. (2004). "Disagreement about inflation expectations". *NBER Macroeconomics Annual 2003*, vol. 18, 209-248.

Mitchell, K., Pearce, D. (2009). "Do Wall Street economists believe in Okun's Law and the Taylor Rule ?". *Journal of Economics and Finance*, 34: 196-217.

Minella, A., Freitas, P.S., Goldfajn, I. e Muinhos, M.K. (2003), "Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility". *BCB Working Paper Series* n.77.

Moreira, T. B. S., Souza, G. S., Ellery Jr, R. (2013). "An Evaluation of the Tolerant to Higher Inflation Rate in the Short Run by the Brazilian Central Bank in the Period 2001-2012". *Revista Brasileira de Economia*, vol. 67(4), 485-500.

Preston, B. (2006). "Adaptative Learning, forecast-based instrument rules and monetary policy". *Journal of Monetary Economics*, 53, 507-535.

Souleles, N. S. (2004). "Expectations, heterogeneous forecast erros, and consumption: Micro evidence from the Michigan consumer sentiment surveys". *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(1), 40-72.

Svensson, L. E. O. (2003). "What Is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules". *Journal of Economic Literature*, 41(2): 427-477.

Taylor, J. (1993), "Discretion versus policy rules in practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39:195-214.

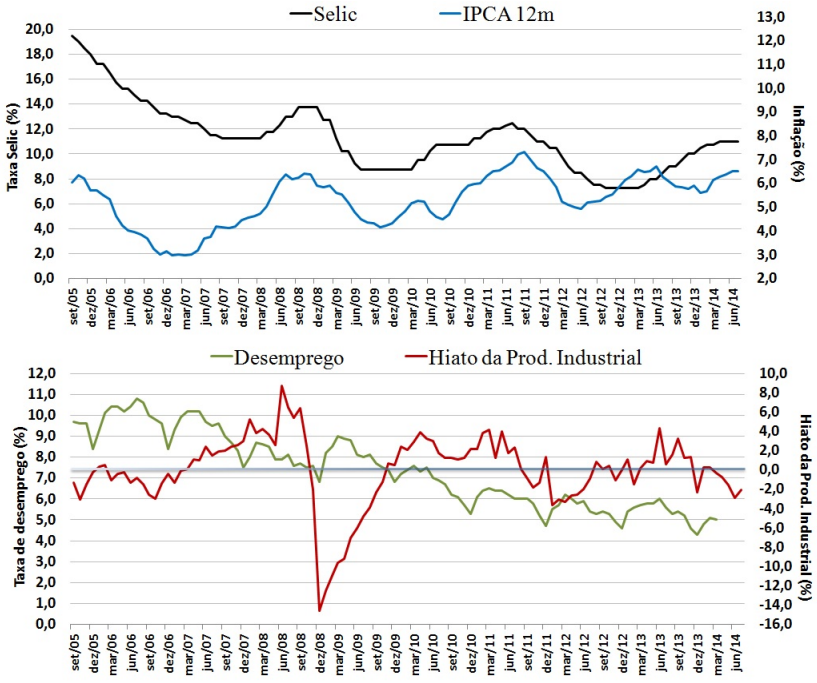
Tombini, A. (2011). Discurso de posse ao cargo de presidente do Banco Central do Brasil.

A Apêndice

A.1 Ambiente econômico de 2005 a 2013

Inicialmente podemos verificar a evolução dessas variáveis macroeconômicas no período analisado, como mostra a Figura 5. Na maior parte dos casos o BCB manteve a selic variando conforme a inflação, porém a partir de 2011 a autoridade monetária se torna mais tolerante a desvios inflacionários. Também analisamos a série da produção industrial na Figura 6, pois esta é mais correlacionada com a atividade do que a taxa de desemprego e é uma série mensal, diferente do PIB.

Figura 5 – Inflação, juros e atividade de 2005 a 2014



Fonte: IBGE, BCB e Ipeadata. A série de hiato da produção industrial foi calculada usando o Filtro HP.

A.2 Teste de Expectativas Adaptativas

Observamos na Figura 1 que as previsões de inflação do público apresentam os mesmos movimentos da inflação corrente. Para testar a hipótese de expectativas adaptativas podemos

rodar a previsão de inflação no conjunto de informação que o agente usa para formar expectativas em t. Na equação A.1, π_t é a inflação, u_t o desemprego e i_t é o juro em t. As duas últimas parcelas são as expectativas na Sondagem sobre o desemprego e os juros seis meses a frente.

$$E_t(\pi_{t+12}) = \alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2 u_{t-1} + \alpha_3 i_{t-1} + E_t(u_{t+6}) + E_t(i_{t+6}) \tag{A.1}$$

Para que a hipótese seja confirmada, é necessário que apenas a inflação passada seja significativa na equação, de forma que o indivíduo usa apenas o passado dessa variável para explicar o seu futuro. A Tabela 18 mostra que isso não é verdadeiro. Além de outros coeficientes da regressão serem significativos, rejeitamos a hipótese de que todos os coeficientes, exceto a inflação passada, são conjuntamente iguais a zero, conforme reporta a estatística "F-restrito" do teste conjunto.

Tabela 18 – Teste da hipótese de expectativas adaptativas

	Variável dependente: $E_t(\pi_{t+12})$	
Variáveis	**(1)**	**(2)**
Constante	3.8679***	4.115***
	(0.2946)	(0.2979)
π_{t-1}	0.6173***	0.5435***
	(0.0341)	(0.0334)
u_{t-1}	0.0057	0.0142
	(0.0329)	(0.0330)
i_{t-1}	0.0538***	0.0546***
	(0.0170)	(0.0170)
$E_t(u_{t+6})$		0.2544***
		(0.0364)
$E_t(i_{t+6})$		0.4448***
		(0.0321)
Observações	154,400	152,743
R^2	0.009	0.012
F	187.37	126.30
Prob > F	0.0000	0.0000
F-restrito	6.38	59.65
Prob > F-restrito	0.0017	0.0000

Erros-padrão robustos ao *clustering* entre parênteses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1